Employment Insurance

The Net Fiscal Incidence of the *Employment Insurance Act* on Full- versus Part-time Workers

by Peter Kuhn
McMaster University

Evaluation and Data Development

Strategic Policy

Human Resources Development Canada
Développement des ressources humaines Canada

Canada

SP-AH128-03-00E

The Net Fiscal Incidence of the Employment Insurance Act on Full- versus Part-time Workers

Final Report

Prepared for:
Strategic Evaluation and Monitoring
Evaluation and Data Development
Strategic Policy
Human Resources Development Canada

Prepared by:
Peter Kuhn
McMaster University

November 2000

SP-AH128-11-00E

Table of Contents

Abstract i

1. Motivation 1

2. Overall Approach 3

3. Data 5

4. Definitions 7

5. Descriptive Statistics 9

6. Methodology: Employment Insurance Premiums 13

7. Results: Employment Insurance Premiums 15
- 7.1 Overall Impact on Premiums Paid by Part- versus Full-Time Workers 15
- 7.2 Effects of Bill C-12 on Premiums Paid by Other Demographic Groups: Age, School Enrollment, Sex and Province 18
  - 7.2.1 Age 18
  - 7.2.2 School enrollment 19
  - 7.2.3 Sex 21
  - 7.2.4 Province 22

8. Methodology: Employment Insurance Benefits 25

9. Results: Employment Insurance Benefits 27

10. Results: Cross-Subsidization 33

11. Conclusions 39

Bibliography 41

Appendix: Calculation of Separations per Worker 43

List of Tables

Table 1 Earnings and Employment Characteristics of Full-Versus Part-time Workers 10

Table 2 Fraction of Employed Persons who Work Part-time (under 15 Hours per Week) by Selected Demographic Characteristics, 1997 Annual Average 11

Table 3 Estimated Total Annual EI Premiums Paid by Full- Versus Part-time Workers, 1997 16

Table 4 Estimated EI Premium Rate (as a Fraction of Annual Earnings) Paid by Full- Versus Part-time Workers, 1997 17

Table 5 Estimated Total Annual EI Premiums Paid by Full- Versus Part-time Workers, 1997, by Age 18

Table 6 Estimated EI Premium Rate Paid by Full- Versus Part-time Workers, 1997, by Age 19

Table 7 Estimated Total Annual EI Premiums Paid by Full- Versus Part-time Workers, 1997, by Student Status 20

Table 8 Estimated EI Premium Rate Paid by Full- Versus Part-time Workers, 1997, by Student Status 20

Table 9 Estimated Total Annual EI Premiums Paid by Full- Versus Part-time Workers, 1997, by Sex 21

Table 10 Estimated EI Premium Rate Paid by Full- Versus Part-time Workers, 1997, by Sex 21

Table 11 Estimated Total Annual EI Premiums Paid by Full- Versus Part-time Workers, 1997, by Province 22

Table 12 Estimated EI Premium Rate Paid by Full- Versus Part-time Workers, 1997, by Province 23

Table 13 Fraction of Separating Workers who Worked Part-time (under 15 Hours per Week) by Selected Demographic Characteristics, 1997 28

Table 14 Estimated Total EI Benefits Received by Full- Versus Part-time Workers Separating in 1997 (per ROE Separation) 29

Table 15 Estimated Total EI Benefits Received by Full- Versus Part-time Workers Separating in 1997, by Age 30

Table 16 Estimated Total EI Benefits Received by Full- Versus Part-time Workers Separating in 1997, by Student Status 31

Table 17 Estimated Total EI Benefits Received by Full- Versus Part-time Workers Separating in 1997, by Sex 31

Table 18 Estimated Total EI Benefits Received by Full- Versus Part-time Workers Separating in 1997, by Province 32

Table 19 Total Net Incidence of EI on Full- Versus Part-time Workers, 1997 34

Table 20 Total Net Incidence of EI on Full- Versus Part-time Workers, by Age Category, 1997 35

Table 21 Total Net Incidence of EI on Full- Versus Part-time Workers, by Sex, 1997 36

Table 22 Total Net Incidence of EI on Full- Versus Part-time Workers, by Province, 1997 37

Table A1 Total 43

Table A2 By Age 43

Table A3 By Sex 44

Table A4 By Province 45

102-06196/

Abstract

Before the introduction of Bill C-12, workers in jobs involving less than 15 hours per week were exempt from paying unemployment insurance (UI) premiums. At the same time, workers experiencing separations from such jobs were not entitled to UI benefits. Bill C-12 changed this by subjecting all paid hours of work to premiums and by allowing all workers to claim Employment Insurance (EI), subject to a qualifying requirement based on annual, rather than weekly, hours of work. In this report, I analyze the effects of Bill C-12's extension of EI premiums and benefits to these "part-time" workers. I focus on two main outcomes, the first of which is the *net fiscal incidence* of the EI system on part- versus full-time workers. In other words I ask whether, under EI, full- and part-time workers collected more or less in EI benefits than they paid into the system. In estimating the amount a worker "pays in" I provide estimates for both employee and employer contributions separately. Second, I ask how the inclusion of part-time workers under the "EI umbrella" affected income distribution across age groups, between students and non-students, men and women, and among the provinces.

The report's main results are as follows. First, in 1997 the net fiscal impact of the EI system on workers as a whole was substantially negative. In particular, including both employee and employer contributions made on the worker's behalf, the average worker paid about $600 more into the system in premiums than he or she could expect to collect as a result of a separation occurring in that year. This should not be surprising as 1997 was a year of relatively low unemployment by recent standards, giving rise to a growing surplus in the EI account.

Second, despite this overall negative impact, the net fiscal impact of EI on the part-time workers newly covered by Bill C-12 was slightly positive, with an average part-time worker receiving about $40 more in benefits than he or she paid in premiums.

Third, inclusion in the EI system did not benefit all groups of part-time workers equally. In fact, looking across broad age groups, only prime-age part-time workers experienced a net gain from EI coverage: part-time workers under the age of 25 paid about $125 more in premiums than they collected in benefits; senior part-timers (those over 64) paid about $240 more in premiums than they collected in benefits. Similarly, the main part-timers who gained from EI coverage were men, not women. As is the case for the EI system generally, the net fiscal gains resulting from EI coverage of part-time workers were higher in Newfoundland than any other province, and higher in the Atlantic region generally.

Finally, the low-income EI premium refund in the income tax system, which exempts workers with annual incomes of under $2,000 from the employee portion of EI premiums, has only a modest effect on the net fiscal incidence of EI on part-timers. This is for two reasons. First, the refund does not apply to employer premiums. Second, the great bulk of EI premiums paid by part-time workers is paid by persons to whom the refund does not apply.

1. Motivation

Before the introduction of Bill C-12, individuals who worked less than 15 hours per week for a single employer did not pay unemployment insurance premiums and that week was not counted in assessing eligibility for benefits. Since its introduction, all hours worked are now counted towards determining eligibility and all workers pay premiums into the Employment Insurance (EI) system. Workers still must meet a minimum total hours requirement, now calculated over the 52 weeks of employment preceding the separation, to collect benefits. The net gain of part-time workers from Bill C-12 thus depends on how many separating part-time workers accumulate sufficient hours of work to qualify for benefits. If this number is small, the inclusion of part-time workers under the "EI umbrella" might actually have hurt them financially.[1]

The main goal of this report is to ascertain whether the extension of EI coverage to part-time workers resulted in a net transfer of income toward or away from them. This question has direct policy implications. In particular, while a stated goal of the *EI Act* was to bring part-time workers under the "umbrella" of protection against the income consequences of job loss, this goal may not have been accomplished by the *Act*. Instead, the primary effect of the *Act* may be simply to increase the revenues of the EI Fund at the expense of part-time workers, most of whom do not earn high wages, and are more likely than full-time workers to be students, women, teenagers or senior citizens. This could be especially likely in provinces like Alberta and Ontario where low overall unemployment rates raise the number of hours needed to qualify for EI; in the Atlantic Provinces the lower entrance requirements might make it substantially easier for part-time workers to qualify for benefits.

A secondary goal of this report is to consider the implications of extending EI coverage to part-time workers for income distribution between a number of socioeconomic groups that are likely to be affected by this policy change. The particular groups considered are teenagers, older workers, students, women and the provinces.

1 For the purposes of this study, part-time workers are defined as those whose work hours before the EI reforms were below the threshold for UI coverage, i.e. 15 hours per week.

2. *Overall Approach*

As in Kuhn and Sweetman (1997), this report adopts a conceptually simple, but computationally intensive, *micro-accounting* approach to the estimation of cross-subsidization under Employment Insurance (EI). For the purposes of the current project, this approach is preferred to other approaches, such as time-series regression analysis, for a number of reasons. First, time-series statistics on the key quantities, such as EI/Unemployment Insurance (UI) premiums paid by part-time workers, simply do not exist. They must somehow be calculated; the main purpose of this project is to do just that. Second, any computed time series would of necessity be short, especially for the period after the introduction of Bill C-12; as a result any attempt to use time series techniques to control for confounding macroeconomic factors is highly questionable. Third, the relationship between worker characteristics (e.g. annual hours of work) and quantities of interest such as EI premia are highly nonlinear. This means that the calculation of these quantities simply cannot be done with any degree of accuracy using aggregate data. The entire distribution of individual characteristics needs to be known.

3. Data

This report relies on two distinct data sets. One, a representative sample of the Canadian population (from which a representative sample of employed Canadians can be drawn), is used to calculate Employment Insurance (EI) premiums paid by full- versus part-time workers. The second, a representative sample of firm-worker separations in Canada with associated information on EI claims, is used to calculate benefits received.

The survey I use to analyze EI premiums paid is the public use sample of the Labour Force Survey. I focus on the calendar year 1997 for the following reasons. First, as mentioned, a full year of data is needed to encompass a potentially wide variety of transitions into and out of part-time work across the seasons. Second, the Labour Force Survey, which is used as the data source to estimate premiums paid, went through a transition period between September and December of 1996. Two different survey questionnaires, with different hours of work questions, were simultaneously in use during this period; further, the public use data files do not identify which question was asked. Third, the EI system was also in transition during the second half of 1996.[2] To the extent that payment of premiums made part-time workers more aware of their eligibility for EI benefits, the data after 1996 will be more relevant to the true, long-run effects of EI. Fourth, for this particular topic, no "before" Bill C-12 analysis is required, as we know part-time workers neither paid premiums nor collected benefits under the old Unemployment Insurance (UI) system. I exclude all self-employed and unpaid family workers from the analysis, as these workers are not covered by the UI/EI system.

The survey of separating workers I use to calculate EI benefits received is the Canadian Out of Employment Panel Survey (COEP). As is well known, the COEP is based on a sample of Record of Employment (ROE) forms which are issued by employers whenever a separation occurs. Importantly, the COEP contains both administrative data on EI benefits received, plus supplementary survey information on key pieces of information such as the usual number of hours worked in the ROE job, without which it would not be possible to conduct the current analysis. To correspond to the calendar year 1997, I use the four cohorts (7 through 10) of the most recent COEP survey, which correspond to separations that occurred in the four quarters of 1997 respectively.

---

2 During this six-month phase-in period, part-time workers were eligible to receive benefits, but were not assessed EI premiums on the hours they worked.

4. Definitions

For the purposes of this analysis, who is a "part-time worker"? Perhaps, surprisingly, the answer to this question involves more than simply defining a critical level of weekly hours below which a worker is classified as "part-time". This is because, during the course of a year, individuals move in and out of jobs with different hours, and sometimes hold more than one job concurrently. The definition chosen here reflects two main considerations: (a) it seems appropriate for policy considerations, and (b) it allows both premiums paid and benefits received to be computed from the available data sources. In other words, it is a definition that, unlike many others, is implementable in both the Canadian Out of Employment Panel (COEP) and Labour Force Survey (LFS) surveys, with their different sampling frames and questionnaire designs.

In this report I thus define a part-time worker as someone who, when interviewed by the Labour Force Survey during the calendar year 1997, held a *main* job (defined by the number of hours worked per week) where the usual weekly hours were under 15. The 15-hour cut-off is motivated by the fact that this was the group to whom Employment Insurance (EI) extended coverage for the first time. The restriction to main jobs is to focus on individuals for whom part-time work is their main labour market activity and not just an extra source of income; it also reflects the fact that, under the old (Unemployment Insurance (UI)) system, the 15-hour cut-off for premiums was determined on a *per-job* basis (rather than, for example, total hours or earnings on all jobs). Thus if a worker, under the pre-Bill C-12 system, would not have paid EI premiums on his/her main job (the one with highest hours), he/she would not have paid them on any of his/her other jobs either. Clearly it is these workers, not those whose main job was full-time but also had a part-time job, who were brought under the "EI umbrella" by Bill C-12. Finally, the focus on employment at any of the twelve LFS interview dates in 1997 is to take account of the fact that many part-time jobs could also be part-year or seasonal, and have high turnover rates. Any analysis that focused just on a specific month might well be quite unrepresentative of a year.

5. *Descriptive Statistics*

To place the analysis of this paper into a broader context, this section provides some simple statistics drawn from the 1997 Labour Force Survey (LFS) (all twelve months merged) that characterize "part-time" workers, as defined by the Unemployment Insurance (UI) system before Bill C-12. Who are these part-time workers who were brought under the Employment Insurance (EI) umbrella by Bill C-12? Tables 1 and 2 address this issue: in both tables, the population of interest is those individuals who worked for pay when interviewed by the Labour Force Survey. Self-employed individuals, unemployed individuals, those not in the labour force, and unpaid family workers are thus excluded from the analysis: they never did, and still do not pay EI or UI premiums. Of this group, Table 1 indicates that about 10.8 million worked 15 or more hours per week on their main job, and 660,000, or 5.8 percent of the total, worked under 15 hours.[3] Put another way, Bill C-12 raised the number of workers who pay EI premiums by 660/10783 = 6.1 percent.

Unsurprisingly, Table 1 indicates that part-time jobs pay less, on average, than full-time jobs, at $10.22 versus $15.92 per hour. Because of the presence of a substantial number of high-wage part-time jobs (10 percent of part-timers earn more than $17.46 per hour), these differences in means mask a much larger difference in medians: $7.64 versus $14.45.[4] Thus, most part-time workers earn very low wages, with half earning under $7.64 per hour. Indeed — almost certainly because of minimum wage legislation — the distribution of wages among part-time workers is very compressed at the low end, with half earning between $6.00 and $7.64 an hour. At the same time the distribution of wages has a substantial high, with 10 percent earning over $17.46, which is well above the median full-time wage. By no means, then, are all part-time workers low-wage workers.

Part-time workers have lower mean job tenures than full-time workers. At 87.3 months, mean tenure of employed full-time workers exceeds 7 years, with the corresponding number at just under three years for part-time workers. While part-time workers have shorter tenures, it would however be a mistake to think of most of them as participating in a casual labour market: more than half have been with their current employer for over a year.

Table 1 also presents estimates of the total annual earnings of part- versus full-time workers in the main job they held when interviewed by the Labour Force Survey. These numbers, which play a key role in the next section's calculation of annual EI premiums paid, are computed by multiplying reported hourly wages by usual hours worked, and then by the maximum of job tenure or 52 weeks. Clearly, the combination of lower hours,

---

3 It may be worth noting that this fraction of part-time workers is much lower than that usually reported by Statistics Canada. This is because the hours cut-off (15) relevant to EI premiums is much lower than the 30-hour limit usually used in published Statistics Canada reports.

4 Many, or most, of these high-wage part-timers may have been covered under the old UI system. This system provided an alternative way to qualify for coverage, based on earnings of more than $150 per week.

lower hourly wages and shorter tenures gives rise to dramatic differences in annual earnings. At $26,494, the median annual main-job earnings of full-time workers is almost *ten times* the median annual earnings of part-time workers of $2,599, with still large but less dramatic differences in means. Table 1 also shows the fraction of part- and full-time workers whose annual main-job earnings were below $2,059.73. As discussed in the next section, this is the earnings level below which workers can receive a full or partial refund of their EI premiums via the income tax system. According to Table 1, fully 41 percent of part-time workers, but only 2.6 percent of full-time workers, qualify for this refund.

TABLE 1
Earnings and Employment Characteristics of Full- Versus Part-time Workers

	Full-time (15 or more hours/week)	Part-time (under 15 hours/week)
Usual hourly wages ($)		
Mean	15.92	10.22
10th percentile	7.12	6
25th percentile	10	6.85
Median	14.45	7.64
75th percentile	20.19	11
90th percentile	26.34	17.46
Job Tenure		
Mean (months)	87.3	34.4
Median (months)	60	13
Fraction one year or longer	0.794	0.526
Total Annual Earnings on current job		
Mean	28,708	-3,447
Median	26,494	-2,599
Fraction under $2,059.73*	0.026	0.415
Total Number of Workers ('000's)	**10,783**	**660**

* Thus eligible for some low-earnings employee EI premium refund. Refund is complete if earnings are below $2,000.

Note: This, and all subsequent tables, excludes the self-employed, non-workers and unpaid family workers.

In addition to being less remunerative, part-time work is very unevenly distributed across the population, as Table 2 indicates. For example, only 3 percent of prime age (25-64) workers work less than 15 hours per week; thus, the extension of EI to part-time workers could have had only a very minimal effect on prime-age workers. Part-time work, at ten percent, is more common among workers aged 20 to 24, but by far the workers most likely to be affected by Bill C-12 are those over 65 and teenagers. A substantial 36 percent of working teenagers work part-time on their main job. Most of these are likely students, as

34 percent of students (either full- or part-time) work part-time on their main job. At eight percent, women are more likely to work part-time than men (3.6 percent), but gender is clearly a much less accurate predictor of part-time status than age or school enrollment.

TABLE 2
Fraction of Employed Persons who Work Part-time (under 15 Hours per Week) by Selected Demographic Characteristics, 1997 Annual Average

Age	
15-19	0.362
20-24	0.1
25-64	0.03
65+	0.202
School Enrollment	
Student (full- or part-time)	0.344
Non-student	0.031
Sex	
Men	0.036
Women	0.081
Province	
Newfoundland	0.05
Prince Edward Island	0.06
Nova Scotia	0.058
New Brunswick	0.043
Quebec	0.051
Ontario	0.06
Manitoba	0.064
Saskatchewan	0.062
Alberta	0.052
British Columbia	0.065

6. *Methodology: Employment Insurance Premiums*

My goal in the next two sections is to estimate the total annual Employment Insurance (EI) premiums paid by part- versus full-time workers, as defined above. This is not quite as simple as it might sound, because annual EI premiums depend on total *annual* income from all jobs, and not all workers — particularly part-time workers — work a full year. Thus, it would not be correct to simply inflate a worker's rate of pay whenever it is observed in the Labour Force Survey (LFS) to an annual basis, then calculate EI premiums on this basis.

In my view the best treatment of this issue with the available data is the following.[5] First, for each worker employed in a particular month of the 1997 Labour Force Survey (LFS) — say December — I compute his or her total annual earnings (ANNEARN) during the previous twelve months from the main job held in the survey month as follows:

$$ANNEARN = UHRSMAIN * HRLYEARN * Max\{TENURE,12\} * 4.333$$

where the LFS variables are defined as follows:

UHRSMAIN (usual hours per week at main job)
TENURE (job tenure, main job, in months)
HRLYEARN (usual hourly wages, employees only, before premiums)

This gives the total earnings in the calendar year 1997 from the main job the person held in December 1997.

Once an estimate of annual earnings is available, it is straightforward to compute total EI premiums paid, which are a simple, but nonlinear, function of annual earnings. In most of the results presented in this report, I shall include both employee and employer contributions in my estimate of total EI premiums paid, as it is widely accepted among economists that in the long run the employer contribution is passed on to workers in the form of lower wages, and it is the long-term incidence we are interested in. For comparison purposes (and for the benefit of those who are skeptical that EI premiums are passed on from firms to workers), I also present some results based on the employee

[5] This method has the drawback of ignoring premiums paid by workers on jobs other than their main job; thus it will underestimate premiums for multiple-job holders. Premiums paid on secondary jobs cannot be estimated from the LFS because no earnings or tenure information is provided for such jobs. However, the LFS does indicate that only 4.8 percent and 8.2 percent of full- and part-time workers hold more than one job, so the bias does not seem likely to be severe. This is especially so because — due to the shorter hours — earnings will almost always be lower on these "second" and/or higher-order jobs than the main job.

contribution only.[6] In addition to incorporating the upper end on premiums due to the maximum insurable earnings, the estimates also take account of the low-income EI premium refund incorporated into the 1997 income tax system. This refund works as follows. Any individual with annual earned income under $2,000 could have all their personal EI contributions refunded if he or she filed income taxes. This refund is reduced dollar-for-dollar for any income earned between $2,000 and $2,059.73. Beyond that, no refund is given and the regular EI premium rate applies.

Finally, the exercise described above for December 1997 is repeated for all other months in 1997; annual results are then produced simply by averaging the results from each of the twelve months. The result gives an estimate of the total EI premiums paid in the previous 52 weeks under the post-Bill C-12 rules by a person who is randomly selected from the pool of individuals employed at any time in the calendar year 1997.[7] It does this separately for workers defined as part-time or full-time. Averaging across the twelve months is crucial because of the highly seasonal employment patterns of some workers, especially students, who are overrepresented in the population of part-time workers.

---

6 It may also be worth noting that the inclusion or non-inclusion of employer contributions does not affect my estimates of the relative premiums paid by full- versus part-time workers, as it affects both groups equiproportionately.

7 Of course, for some of these workers the previous twelve months include a period in which the pre-Bill C-12 rules applied. The numbers reported here thus refer to what these individuals would have paid had the Bill C-12 rules applied throughout those twelve months, which is what we want to know here.

7. *Results: Employment Insurance Premiums*[8]

In this section, I discuss the results for Employment Insurance (EI) premiums in two parts. The first considers just the total EI premiums paid by part- and full-time workers as groups. The second disaggregates by age, student status, sex, and province and considers the effect of extending EI coverage to part-timers on the relative premiums paid by members of these various demographic groups (e.g. old versus young workers, or men versus women).

7.1 Overall Impact on Premiums Paid by Part- versus Full-Time Workers

This report's main results concerning the additional EI premiums imposed by Bill C-12 are presented in Table 3. According to Table 3, the average full-time worker paid $724 in EI premiums in 1997. The low-income EI premium refund is largely irrelevant to this group because of their relatively high incomes, and only reduces this figure by a single dollar. In addition, employers paid an average of $1,031 in EI premiums per full-time worker, generating a total of $1,754 per year.

In 1997 the average part-time worker paid $99 in EI premiums. But despite the fact that, as Table 1 indicated, 41 percent of part-time workers were eligible for some premium refund via the income tax system, this income tax rebate would reduce their EI premiums by only 11 dollars *if all eligible individuals claimed it*. Since this seems unlikely (such low-income individuals might be less likely to file income taxes, even if they are eligible for refunds), the premium refund has only a very modest impact on EI premiums paid by part-time workers. The main reason for this is that the bulk of EI premiums paid by part-time workers are paid by those part-time workers earning more than $2,059.73 per year who receive no refund. Table 3 also shows that the average employer paid $142 in EI premiums on behalf of part-time workers. This employer contribution was not refunded in any way for low-income workers.[9] Together with the employee portion net of the refund, this yields an average per-part-time-employee premium of $230 in 1997.

---

8 EI premiums are a form of payroll taxation. Accordingly, I occasionally refer to premiums as "taxes" or "payroll taxes" in sections of this report.

9 Bill C-12 did provide for a *small-business* premium refund, directed at firms with under 25 employees, which paid under $30,000 in EI premiums in 1996. The 1997 refund amounted to 50 percent of any premium *increase* above the previous year's level. The 1998 refund amounted to 25 percent of premium increases above the 1996 level. To the extent that part-time workers disproportionately work in such small businesses, this refund may have reduced employer premiums paid on their behalf in 1997. Because it applies (unlike the employee refund) only to premium *increases*, this feature is likely of limited quantitative importance. Further, and more importantly, because it is clearly a transitional measure only, it is not relevant to the long-run implications of taxing part-time workers, which are the subject of this report.

Column 3 of Table 3 gives my estimate of the amount by which including part-time workers "under the EI umbrella" increased the total amount of EI premiums collected from workers. Column 3 thus expresses the extra premiums paid by part-time workers in column 2 as a fraction of the total premiums that would have been paid by all workers (full- and part-time together) in a world in which part-time workers were not taxed.[10] This is generated simply by dividing the premiums paid by part-time workers in 1997 by the premiums paid by full-time workers in 1997. Why is this an estimate of the premium increase attributable to Bill C-12? To see this, note that none of the individuals classified as "part-time" would have paid *any* premiums under the pre-Bill C-12 rules: they worked less than 15 hours per week on their *main* (highest weekly hours) job; thus in none of their jobs would they have been assessed UI premiums. Recall as well that, due to data limitations, this number ignores premiums paid on jobs other than an individual's *main* (highest hours) job, and assumes all individuals eligible for the low-income premium refund actually receive it.

TABLE 3
Estimated Total Annual EI Premiums Paid by Full- Versus Part-time Workers, 1997

	Full-time (15 hours or more per week) ($)	Part-time (under 15 hours per week) ($)	Proportional premium increase due to inclusion of part-time workers*
	1	2	3
Employee portion (gross)	724	99	0.008
Income tax rebate (assuming 100% claim rate)	1	11	
Employee portion (net of rebate)	723	88	0.007
Employer portion	1,031	142	0.008
Total	**1,754**	**230**	**0.008**

* Extra premiums in (2), as a fraction of original premiums paid in (1), per worker (including both full- and part-time workers in the denominator). Calculated as $\alpha(2)/[(1-\alpha)(1)]$, where α is the fraction of all workers who work part-time.

Overall, Table 3 thus indicates that extending EI coverage to part-time workers raised total EI premiums collected by about a little under one percent. This number is not very different whether we focus on employee premiums, employer premiums, or the total, or

10 Conceptually, column (1) gives pre-Bill C-12 EI premiums per full-time worker. Column (2) gives the extra premiums generated by Bill C-12's coverage of part-time workers, per part-time workers. Column (3) gives these extra premiums as a fraction of pre-Bill C-12 premiums per worker (i.e. full- and part-time workers combined). It tells us how much the tax burden on workers as a whole rose as a result of extending premiumsation to part-timers. As noted, this can be calculated from the figures in the table as $(2)/[(1-\alpha)(1)]$, where α is the fraction of all workers who work part-time and the numbers in parentheses indicate column numbers.

whether we account for the EI premium refund for low-income employees. No matter how we look at the numbers, then, inclusion of part-time workers under the EI umbrella increased government revenues by a modest amount of under one percent. This small number should not be surprising given the small number of workers who work under 15 hours per week, and the low levels of earnings exhibited by this group.

Table 4 presents the numbers in Table 3 in a somewhat different way: as premium *rates* (i.e. payroll tax rates) on earned income. Interestingly, even for full-time workers, the average effective employee EI premium rate on earned income, at 2.73 percent, is not far below the statutory rate of 2.9 percent. This is because the vast majority of workers earn less than the maximum insurable earnings of $39,000 per year, and thus do not benefit from a reduction in effective rates due to the maximum.[11] Because part-time workers' annual earnings are much less than full-time workers', this argument applies even more strongly to them. Without the low-income EI premium refund, part-time workers' average effective EI premium rate is quantitatively indistinguishable from the statutory rate of 2.9 percent.[12] If all eligible workers availed themselves fully of this rebate by filing income taxes, the effective employee rate falls to 1.7 percent for part-time workers. Including both the employer and employee portions, this premium rebate has only a modest effect on total EI premiums paid by part-time workers: part-time workers (who paid no EI premiums before Bill C-12) pay, on average, 5.76 percent of annual earnings as EI premium, less than a percentage point below the rate paid by full-time workers of 6.46 percent.

TABLE 4
Estimated EI Premium Rate (as a Fraction of Annual Earnings) Paid by Full- Versus Part-time Workers, 1997

	Full-time (15 hours or more per week)	Part-time (under 15 hours per week)
	(1)	(2)
Employee portion (gross)	0.0273	0.029
Employee portion (net of rebate)	0.0265	0.017
Employer portion	0.0382	0.0406
Total	**0.0646**	**0.0576**

11 In addition, it takes considerable earnings in excess of the maximum to have an appreciable effect on one's average rate. To halve one's effective average EI tax rate from 2.9 to 1.45 percent, one would need to earn double the maximum insurable earnings, or $78,000.

12 The same is of course true of the employer portion of the total premiums paid, which is calculated simply as 1.4 times the employee portion.

7.2 Effects of C-12 on Premiums Paid by Other Demographic Groups: Age, School Enrollment, Sex and Province

Tables 5 through 12 repeat the analysis of Tables 3 and 4, disaggregating the results by four demographic characteristics that might be of social and policy interest which might be disproportionately impacted by the taxation of part-time workers under the new EI system. These four characteristics are, in turn, age (Tables 5 and 6), school enrollment (Tables 7 and 8), sex (Tables 9 and 10) and province (Tables 11 and 12). In each case, the tables allow us to ascertain what effects the integration to the EI System by part-time workers had on the relative EI premiums paid by, say, old versus young workers, or students versus non-students. Given the very different rates of part-time work among some of these groups documented in Table 2, it would not be surprising if taxing part-time work affected some of these groups differentially.

TABLE 5
Estimated Total Annual EI Premiums Paid by Full- Versus Part-time Workers, 1997, by Age

	Full-time (15 hours or more per week) ($)			Part-time (under 15 hours per week) ($)				
Age	Employee portion*	Employer portion	Total	Employee portion*	Employer portion	Total	Fraction part-time	Proportional premium increase due to inclusion of PT workers‡
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
15-19	176	261	437	42	81	124	0.362	0.161
20-24	386	554	941	71	117	188	0.101	0.022
25-64	788	1,123	1,911	130	198	329	0.03	0.005
65+	625	891	1,517	129	194	324	0.202	0.054

* Net of income tax rebate, assuming 100 percent claimed.
‡ Calculated as $\alpha(6)/[(1-\alpha)(3)]$, where α is the fraction of all workers who work part-time.

7.2.1 Age

According to Tables 5 and 6, the average full-time teenage worker paid $437, or 6.34 percent of earned income, in EI premiums in 1997, counting both the employer and employee share, and adjusting for the low-income EI premium refund. The average part-time teenage worker, who would have paid no EI premiums under the pre-Bill C-12 regime, paid $124, or 5.32 percent of earned income, in EI premiums. Because part-time work is so much more common among teenagers than other age groups, however, column (7) of Table 5 shows that this amounts to a *16.1 percent increase in the total EI premiums paid by teenage workers* as a group. This is of course much larger than the under-one-

percent increase for employed workers as a whole noted in Table 3, and much larger than the half-percentage point increase experienced by workers aged 25 to 64. Older workers experienced a 5.4 percent increase in total EI premiums, and workers aged 20 to 24 a 2.2 percent increase. Thus even though the total additional premiums collected by extending EI coverage to part-time workers were quite modest in size, we see very large premium increases when we focus on specific population subgroups. *Teenage workers, in particular, experienced a very substantial payroll tax increase as a result of Bill C-12.*

Table 6 expresses EI premiums as a fraction of earned income, by age group. As in Table 4, almost all population subgroups pay an effective premium rate not far below the statutory rate (the biggest exception being full-time prime-age workers, whose employee rate is 0.24 percentage points below the statutory rate). Because it does not apply to employer premiums, and because few workers earn under $2,000 per year, *the low-income EI premium rebate is not very successful in reducing these premium rates, even among teenagers who work part-time.*

TABLE 6
Estimated EI Premium Rate Paid by Full- Versus Part-time Workers, 1997, by Age

	Full-time (15 hours or more per week) (premium as fraction of annual earnings)			Part-time (under 15 hours per week) (premium as fraction of annual earnings)		
Age	Employee portion*	Employer portion	Total	Employee portion*	Employer portion	Total
15-19	0.0228	0.0406	0.0634	0.0125	0.0406	0.0532
20-24	0.0267	0.0405	0.0672	0.0172	0.0406	0.0578
25-64	0.0266	0.0377	0.0643	0.0202	0.0406	0.0608
65+	0.0271	0.0386	0.0658	0.0226	0.0406	0.0632

* Net of income tax rebate, assuming 100 percent claimed

7.2.2 School enrollment

Tables 7 and 8 present EI premiums of part- and full-time workers separately for persons who are attending school and those who are not. For the purposes of these tables, recall that an individual is classified as a "student" whether he or she is in school on a part- or a full-time basis.

Overall, the results for students are similar to those for teenagers in the previous two tables, but less dramatic. (This is likely because students include many non-teens. Also, among teens, those in school tend actually to command higher wages than those who are not). *Bill C-12 imposed only a 0.5 percent payroll tax increase on non-student workers, compared to an 8.2 percent increase for students.* Again, actual premium rates on earnings are not that different from statutory ones, with the low-income EI premium rebate reducing premiums among students only very modestly, even under the assumption that it is always claimed.

TABLE 7
Estimated Total Annual EI Premiums Paid by Full- Versus Part-time Workers, 1997, by Student Status

	Full-time (15 hours or more per week) ($)			Part-time (under 15 hours per week) ($)				
	Employee portion*	Employer portion	Total	Employee portion*	Employer portion	Total	Fraction part-time	Proportional premium increase due to inclusion of PT workers‡
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Non-students	739	1,054	1,794	113	175	288	0.031	0.005
Students (full- and part-time)	458	657	1,115	64	110	174	0.345	0.082

* Net of income tax rebate, assuming 100 percent claimed.
‡ Calculated as $\alpha(6)/[(1-\alpha)(3)]$, where α is the fraction of all workers who work part-time.

TABLE 8
Estimated EI Premium Rate Paid by Full- Versus Part-time Workers, 1997, by Student Status

	Full-time (15 hours or more per week) (premium as fraction of annual earnings)			Part-time (under 15 hours per week) (premium as fraction of annual earnings)		
	Employee portion*	Employer portion	Total	Employee portion*	Employer portion	Total
Non-students	0.0265	0.038	0.0646	0.0187	0.0406	0.0539
Students (full- and part-time)	0.0254	0.0394	0.0649	0.0153	0.0406	0.0559

* Net of income tax rebate, assuming 100 percent claimed.

7.2.3 Sex

According to Table 9, Bill C-12 raised the EI premiums paid by women as a group by more than those paid by men. This should not be surprising, as women are more likely to work part-time than men. What may be more surprising is the relatively small size of the gender differential in additional premiums compared to those based on age and school enrollment. Women as a group paid 1.4 percent more premiums as a result of Bill C-12's extension of EI coverage to part-timers; the equivalent figure for men is 0.4 percent. While this difference is substantial, it pales in comparison with the huge age and student-status differentials noted above.

TABLE 9
Estimated Total Annual EI Premiums Paid by Full- Versus Part-time Workers, 1997, by Sex

	Full-time (15 hours or more per week) ($)			Part-time (under 15 hours per week) ($)				
	Employee portion*	Employer portion	Total	Employee portion*	Employer portion	Total	Fraction part-time	Proportional premium increase due to inclusion of PT workers‡
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Men	794	1,133	1,928	73	123	197	0.037	0.004
Women	639	912	1,551	95	151	247	0.081	0.014

* Net of income tax rebate, assuming 100 percent claimed.
‡ Calculated as $\alpha(6)/[(1-\alpha)(3)]$, where α is the fraction of all workers who work part-time.

TABLE 10
Estimated EI Premium Rate Paid by Full- Versus Part-time Workers, 1997, by Sex

	Full-time (15 hours or more per week) (premium as fraction of annual earnings)			Part-time (under 15 hours per week) (premium as fraction of annual earnings)		
	Employee portion*	Employer portion	Total	Employee portion*	Employer portion	Total
Men	0.0258	0.0371	0.063	0.0154	0.0406	0.056
Women	0.0272	0.0393	0.0665	0.0178	0.0406	0.0584

* Net of income tax rebate, assuming 100 percent claimed.

7.2.4 Province

As Table 11 indicates, part-time employment rates do not vary much across provinces, ranging from a low of 4.4 percent in New Brunswick to a high of 6.5 percent in Saskatchewan and British Columbia. As a result, taxation of part-time workers under Bill C-12 is likely to have had, at most, very modest effects on the relative tax burdens of Canada's ten provinces. This is borne out in Tables 11 and 12, which indicate premium increases ranging from 0.5 percent in New Brunswick to one percent in British Columbia. For reasons discussed earlier, effective EI premium rates in all provinces, on both full- and part-time income, are very similar to statutory rates.

TABLE 11
Estimated Total Annual EI Premiums Paid by Full- Versus Part-time Workers, 1997, by Province

	Full-time (15 hours or more per week) ($)			Part-time (under 15 hours per week) ($)				
	Employee portion*	Employer portion	Total	Employee portion*	Employer portion	Total	Fraction part-time	Proportional premium increase due to inclusion of PT workers‡
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Nfld	604	863	1,468	49	89	139	0.051	0.005
PEI	555	793	1,349	60	104	164	0.061	0.008
NS	632	902	1,534	63	110	173	0.058	0.007
NB	630	899	1,530	56	100	157	0.044	0.005
Que	710	1,013	1,723	99	157	256	0.051	0.008
Ont	757	1,080	1,838	87	141	228	0.06	0.008
Man	664	947	1,611	78	129	207	0.063	0.009
Sask	657	938	1,595	68	116	184	0.065	0.008
Alta	676	964	1,640	78	128	206	0.053	0.007
BC	766	1,093	1,860	101	159	261	0.065	0.01

* Net of income tax rebate, assuming 100 percent claimed.
‡ Calculated as $\alpha(6)/[(1-\alpha)(3)]$, where α is the fraction of all workers who work part-time.

TABLE 12
Estimated EI Premium Rate Paid by Full- Versus Part-time Workers, 1997, by Province

	Full-time (15 hours or more per week) (premium as fraction of annual earnings)			Part-time (under 15 hours per week) (premium as fraction of annual earnings)		
	Employee portion*	Employer portion	Total	Employee portion*	Employer portion	Total
Nfld	0.0264	0.0392	0.0656	0.0117	0.0406	0.0523
PEI	0.0266	0.0398	0.0664	0.0134	0.0406	0.054
NS	0.0268	0.0392	0.0661	0.0137	0.0406	0.0543
NB	0.0267	0.0392	0.066	0.013	0.0406	0.0536
Que	0.0269	0.0386	0.0655	0.0174	0.0406	0.058
Ont	0.0262	0.0376	0.0639	0.0175	0.0406	0.0581
Man	0.0267	0.0389	0.0657	0.016	0.0406	0.0566
Sask	0.0266	0.0388	0.0655	0.0149	0.0406	0.0555
Alta	0.0263	0.0383	0.0646	0.0159	0.0406	0.0565
BC	0.0263	0.0376	0.0639	0.0182	0.0406	0.0588

* Net of income tax rebate, assuming 100 percent claimed.

8. *Methodology: Employment Insurance Benefits*

Of course, just because Bill C-12 imposed new premiums on part-time workers does not mean it hurt those workers, in either pure financial terms or more fundamentally concerning expected lifetime utility. To determine the net impact of Bill C-12 on these workers we also need to measure the amount of EI benefits they received in return for paying those premiums. Estimating these benefits is the task of this, and the following, section of this report.

The data source used to calculate Employment Insurance (EI) benefits received by part- versus full-time workers is the Canadian Out of Employment Panel Survey (COEP). More precisely, I use waves 7-10 of the COEP, covering separations occurring during the entire calendar year 1997. Separations by workers labelled as part-time are identified using the COEP hours question for the "Record of Employment (ROE) job" whose termination led to the individual being selected into the COEP sample. Separations for all reasons are included in the analysis. As ROEs are not issued when self-employment spells end, or when spells of unpaid family work end, these groups will be automatically excluded from the COEP sample.

For each separation experienced by a part- or full-time worker, I use the COEP data to calculate the total cash amount of EI benefits that was ultimately received by the worker as a result of the separation. These, of course, will depend on: (a) the probability of claiming EI at all using that ROE; (b) the number of weeks claimed, and (c) benefits actually received per week. All these pieces of information are available in the COEP and yield a figure for average total EI benefits received by a separating part-time or full-time worker.[13] Note that this methodology does not require the use of the employment history data (e.g. ROE weeks and total reported hours) in the COEP or the imputation of weeks of eligibility based on those histories; instead, I simply use the total weeks of benefits actually received given whatever employment history these separating workers had. The estimates therefore will automatically incorporate the fact that, for example, separating part-time workers have different employment histories than non-separating part-time workers, or from full-time workers, and therefore are likely to qualify for different (probably fewer) weeks of Unemployment Insurance (UI) benefits. A particularly important consideration here may also be the difference in distribution of separation reasons: if part-time workers are more likely to quit, or to separate in order to return to school, they will be less likely to qualify for benefits even with the same number of weeks of pre-separation employment. This approach also automatically incorporates the fact that part- and full-time workers will have different hazards into re-employment while on

13 Actually, total EI benefits paid on each claim are directly reported in the status-vector (SV) file, which is merged with the COEP. This is the main measure of benefits I use, though I report results for total benefit weeks received as well.

claim; for example, part-time workers might even have higher re-employment hazards if they are in a high-turnover casual labour market where there is no point in "waiting" for a "good" job to turn up. Finally, this approach also incorporates the fact that part-time workers earn lower wages, which automatically reduces their EI benefits received via the standard benefit formula.[14]

It is important to remember that our benefit measure in this section is the total EI benefits ultimately received (some of which will be received in 1998) *resulting from separations occurring in the calendar year 1997*. In particular, I attach EI claims to separations as follows. If a claim starts in the same quarter as an individual's ROE, I attribute that claim to the ROE.[15] If no claim starts in that quarter but one begins in the next quarter, I attribute the claim starting in the next quarter to the preceding quarter's ROE.[16] All other individuals experiencing separations are presumed not to have claimed EI as a result of that separation.

14 Yet another useful feature of this method is how it handles individuals who separate more than once in a year. Subject of course to the one-in-ten sampling of separations that underlies the COEP, these individuals will automatically re-appear in the COEP data, and if they are successful in obtaining benefits more than once, will (rightly so) be counted more than once, at least if the separations occur in different quarters.

15 If more than one claim starts in that quarter, I pick the earliest one that starts after the ROE date.

16 If more than one claim starts in this (following) quarter, I pick the earliest. Note also that for workers separating in the last quarter of 1997, our analysis will include benefits received from some claims starting in the first quarter of 1998.

9. Results: Employment Insurance Benefits

Tables 13 through 17 present the results on Employment Insurance (EI) benefits received by full- versus part-time workers as a result of separations occurring in the calendar year 1997. In interpreting all these results, it is important to note that because they are drawn from a sample of separations — the Canadian Out of Employment Panel (COEP) —, *they are conditional on experiencing a job separation.* These are useful statistics — they tell us how much EI a person is likely to get *if* he or she were to separate from an employer in 1997 — but they are not directly comparable to the premium figures in Tables 1-12, which are for all employed workers. The question of whether benefits exceed or fall short of premiums for various groups is addressed in the following section, which incorporates the differing separation probabilities across groups of workers. That said, however, it is worth noting that the figures in Tables 13-17 do *not* condition on claiming EI; those individuals who separate but do not start an EI claim in the same or the following quarter are counted as receiving zero benefits. If part-timers are significantly less likely to file for EI benefits, either due to fixed costs or a lack of familiarity with the new system, these lower claim rates will be reflected in the numbers reported here.

To place the analysis of EI benefits received by separating workers in context, Table 13 documents the incidence of part-time work (again defined as under 15 "usual" hours per week) among *separating* workers in Canada, in a manner parallel to Table 2. For the most part these show the same patterns as those among employed workers shown in Table 2. Part-time work is more common among teens and workers over 65 than among prime-age workers, more common among women than men, and more common in British Columbia than other provinces. There are, however, some noteworthy differences. One is the much more muted differences across age and sex groups than in Table 2. For example, while teenage *workers* were more than ten times more likely to be part-time than prime-age (25-64) workers (36 versus 3 percent in Table 2), among *separating workers* the ratio is only about three to one (9.9 to 3.3 percent). A similar but less dramatic comparison holds for women versus men. At first glance this is surprising: one thinks of part-time jobs as being less, not more stable, than full-time jobs. This may not be the case, however, for certain population subgroups. For example, many teenagers' full-time jobs end every August, but part-time jobs can be continued throughout the school year. As well, older workers' full-time jobs may be seasonal — such as Christmas sales — while their part-time jobs may be less so. Thus, part-time jobs are actually *underrepresented* in the population of separations among teens, youth and older workers, a factor which would act to reduce the amount they benefit from receipt of EI benefits.[17]

[17] Another possibility is that employers are less likely to issue Records of Employment (ROEs) for part-time workers. If so, these workers will not be eligible for EI benefits. The likely impact of under-reporting of ROEs on our main results is discussed in the following section, on total net incidence.

The only information on student status in the COEP is very imperfect for our purposes: separating workers are asked whether they "quit to return to school." Table 13 indicates that workers who "quit to return to school" were in fact *less* likely to have worked part-time on their previous job than were other workers who experienced a separation. In a sense, this is not surprising, since continued part-time work is more compatible with school attendance than is full-time work. Unfortunately, however, the COEP data cannot identify individuals who separate from a part-time job while attending school (either full- or part-time). Thus, the benefit results for students in this section are not comparable with the premium results in Table 7, and are presented for their own interest only. Net fiscal incidence numbers by student status are not computed in Section 10 for this reason as well.

TABLE 13
Fraction of Separating Workers who Worked Part-time (under 15 Hours per Week) by Selected Demographic Characteristics, 1997

Age	
15-19	0.099
20-24	0.048
25-64	0.033
65+	0.055
School Enrollment (quit to return to school)	
Student (full- or part-time)	0.029
Non-student	0.038
Sex	
Men	0.021
Women	0.055
Province*	
Newfoundland	0.026
Prince Edward Island	0.02
Nova Scotia	0.028
New Brunswick	0.029
Quebec	0.036
Ontario	0.033
Manitoba	0.04
Saskatchewan	0.046
Alberta	0.042
British Columbia	0.055
Canada	**0.038**

* In this and all subsequent tables based on the COEP, Quebec figures include NWT; BC figures include Yukon.

Table 14, parallel to Table 3, presents total EI benefits received by full- versus part-time workers experiencing a job separation in 1997. In this Table and the four following ones, I present two alternative measures of EI benefits received: total weeks of benefit received and total dollars received. According to Table 14, the average *separating* part-time worker received 5.0 weeks in EI benefits, compared to 9.7 weeks for separating full-time workers. Since 1997 was the first year in which part-time workers were eligible for EI, it seems likely that EI take-up rates among part-time workers may not yet have reached their long-run levels. Thus, these benefit weeks, at more than half those received by full-time workers, might even be an underestimate of long-run levels. In dollar terms, the average separating part-time worker received $933 in EI benefits, compared to $2,532 for separating full-time workers. The greater differential in dollar benefits than in benefit weeks received surely reflects the lower hourly wages earned by part-time workers. *Overall, the inclusion of part-time workers under the "EI umbrella" is thus calculated to have raised total EI benefit weeks paid per separating worker in Canada by 3.2 percent, and to have raised EI outlays per separation by 2.3 percent.* These numbers are much higher than the premium increases documented in Table 3, but as noted they are *per separation*, not per worker, and not all workers experience a job separation in a year; thus they do *not*, without further analysis, imply positive net fiscal incidence of EI.

TABLE 14
Estimated Total EI Benefits Received by Full- Versus Part-time Workers Separating in 1997 (per ROE Separation)

	Full-time (15 hours or more per week)	Part-time (under 15 hours per week)	Proportional increase due to inclusion of part-time workers*
	(1)	(2)	(3)
Benefits ($)	2,532	933	0.023
Benefit weeks	9.7	5	0.032

* Extra benefits in (2), as a fraction of original benefits in (1), per separation (including both full- and part-time separations in the denominator). Calculated as $\alpha(2)/[(1-\alpha)(1)]$, where α is the fraction of all separating workers who work part-time.

Note: All means include zero weeks and benefits for separating individuals who do not claim EI in the quarter of, or in the quarter immediately after, the separation.

Table 15 breaks down EI benefits paid to part- and full-time workers by the same age categories used in the premium analysis of the previous section. Its structure is essentially parallel to Table 5. Clearly, in all age categories, separating part-time workers received fewer weeks and fewer dollars of EI benefits than separating full-time workers, but some differences across age categories are noteworthy. In particular, the average separating full-time teenage worker received 2.3 weeks, or $357, in EI benefits. In contrast, *in the entire 1997 COEP survey of approximately 17,000 job separations, there is not a single part-time teenage worker who received EI benefits.* To some extent this reflects the relatively small sample size of the COEP (there are only 31 part-time teenage workers in the entire survey), but the total absence of any claims at all is striking. That said, the use of EI

benefits by part-time *prime-age* workers is quite substantial: on average such a worker claimed 6.5 weeks of EI, more than half the 10.8 weeks claimed by a full-time prime-age worker, and received $1,234 in benefits, compared to $2,889 by full-time prime-age separators. Interestingly, *the biggest percentage increase in EI benefits attributable to the extension of benefits to part-timers occurs among workers over age 65: their benefit weeks, conditional on separating, rose by 4.7 percent, and their benefit dollars rose by 2.1 percent*, compared to considerably smaller numbers for the other age groups.

TABLE 15
Estimated Total EI Benefits Received by Full- Versus Part-time Workers Separating in 1997, by Age

	Full-time (15 hours or more per week)		Part-time (under 15 hours per week)		Fraction Part-time	Proportional increase due to inclusion of PT workers*	
Age	Weeks	$	Weeks	$		Weeks	$
15-19	2.3	357	0	0	0.099	0	0
20-24	5.9	1,170	1.2	197	0.048	0.01	0.008
25-64	10.8	2,889	6.5	1,234	0.033	0.021	0.015
65+	6.8	1,627	5.5	574	0.055	0.047	0.021

* Calculated as $\alpha(p)/[(1-\alpha)f]$, where α is the fraction of all workers who work part-time, p and f denote the mean of weeks or hours for part- and full-time workers respectively.

Table 16 breaks down EI benefits by part-time status and student status, where (as noted) student status is now defined by having quit one's job "to return to school". Not surprisingly, persons who quit to return to school are much less likely to receive EI than persons who separate for other reasons. This is particularly the case for part-time workers, who on average receive under a week of EI benefits, or $54, if they quit to return to school. *Extending EI to part-timers clearly helps individuals returning to school hardly at all, as the mere fact of school attendance presumably disqualifies most of them from benefit receipt.*

Interestingly, according to Table 17, women who experienced a separation from a full-time job in 1997 claimed more weeks of EI (10.3 versus 9.1) than men. But because they earn less per hour and work fewer hours, they received fewer benefits in dollar terms. In contrast, among part-time job separators, women both claim fewer EI weeks *and* receive fewer EI benefit dollars. Despite this, because separating women are more than twice as likely to have worked part-time than separating men, *extending EI to part-time workers raised women's benefits as a group more than men's: women's benefit weeks and dollars rose by 2.7 and 2.1 percent per separation respectively, compared to 1.3 and 0.9 percent for men.* Interestingly, these dollar increases are quite similar to the 1.4 percent (women) and 0.4 percent (men) increases in EI premiums identified in Table 9, but as the latter numbers refer to all workers, not just separators, it seems likely that both men and women experienced a net fiscal loss due to extension of EI to part-timers. Of course, we shall confront this issue directly in the following section of the report.

TABLE 16
Estimated Total EI Benefits Received by Full- Versus Part-time Workers Separating in 1997, by Student Status

	Full-time (15 hours or more per week)		Part-time (under 15 hours per week)		Fraction Part-time	Proportional increase due to inclusion of PT workers*	
	Weeks	$	Weeks	$		Weeks	$
Non-student	10.1	2,632	5.1	967	0.038	0.02	0.015
Student	2.5	602	0.7	54	0.029	0.008	0.003

* Calculated as $\alpha(p)/[(1-\alpha)f]$, where α is the fraction of all workers who work part-time, p and f denote the mean of weeks or hours for part- and full-time workers respectively.

TABLE 17
Estimated Total EI Benefits Received by Full- Versus Part-time Workers Separating in 1997, by Sex

	Full-time (15 hours or more per week)		Part-time (under 15 hours per week)		Fraction Part-time	Proportional increase due to inclusion of PT workers*	
	Weeks	$	Weeks	$		Weeks	$
Men	9.1	2,652	5.4	1,130	0.021	0.013	0.009
Women	10.3	2,399	4.8	850	0.055	0.027	0.021

* Calculated as $\alpha(p)/[(1-\alpha)f]$, where α is the fraction of all workers who work part-time, p and f denote the mean of weeks or hours for part- and full-time workers respectively.

Finally, Table 18 shows EI benefits received by full- and part-time workers across Canada's ten provinces. As expected, there are huge interprovincial differences in EI benefits received per separation, with the average full-time job separator in Newfoundland getting 18.7 weeks, or $4,499, of benefits compared to 6.2 weeks, or $1,629, in Alberta. To a large extent these high benefit amounts in the Atlantic provinces reflect longer unemployment durations there. Abstracting from the greater noise in the part-time figures due to the much smaller sample sizes, these interregional patterns are, however, broadly the same for full- and part-time workers. It is therefore hard to make a strong case that extending EI benefits to part-time workers had a markedly different fiscal effect on Canada's ten provinces.

TABLE 18
Estimated Total EI Benefits Received by Full- Versus Part-time Workers Separating in 1997, by Province

	Full-time (15 hours or more per week)		Part-time (under 15 hours per week)		Fraction Part-time	Proportional increase due to inclusion of PT workers*	
	Weeks	$	Weeks	$		Weeks	$
Nfld	18.7	4,499	14.2	2,617	0.026	0.02	0.016
PEI	17.7	4,008	10.4	1,912	0.02	0.012	0.01
NS	14	3,257	12.4	1,765	0.028	0.026	0.016
NB	14.9	3,565	5.2	772	0.029	0.01	0.006
Que	11.7	2,972	4.8	726	0.036	0.015	0.009
Ont	7.5	2,078	4.7	988	0.033	0.021	0.016
Man	7.7	1,917	4.1	1,079	0.04	0.022	0.023
Sask	6.8	1,779	2.3	429	0.046	0.016	0.012
Alta	6.2	1,629	2.9	700	0.042	0.021	0.019
BC	10.1	2,854	5.4	1,110	0.055	0.031	0.023

* Calculated as $\alpha(p)/[(1-\alpha)f]$, where α is the fraction of all workers who work part-time, p and f denote the mean of weeks or hours for part- and full-time workers respectively.

10. Results: Cross-Subsidization

As noted at length already, the Labour Force Survey (LFS)-based estimates of Employment Insurance (EI) premia presented in Section 7 are computed on a per-worker basis, while the Canadian Out of Employment Panel (COEP)-based estimates of EI benefits in Section 9 are on a per-separation basis. To get an overall estimate of the balance between premia and benefits, the two, therefore need to be converted to a common basis and compared. The basis I use is a per-worker one. To convert the COEP-based estimates to this basis I need estimates of both the population of workers by part- versus full-time status in 1997, and the population of separations by each type of worker. Both of these can be computed from the LFS and COEP surveys used in this paper by summing the weights for each population subgroup in question. Details of how these were used to calculate annual separations per worker are provided in the Appendix. In this section, I present results for total net fiscal impact of EI, first on part- versus full-time workers overall, then disaggregated by age, sex and province. Results for student status are not generated as the definitions of student status in the LFS and COEP are not comparable.

Probably the most important table in this report is Table 19, which summarizes the main results for total incidence of EI on full- versus part-time workers in 1997. In that Table, rows 1 and 2 reproduce Section 7's main results (in Table 3) on premiums paid per worker. Row 3 reproduces Section 9's main results (in Table 14) on benefits received per separation. Row 4 presents our estimate of annual separations per worker, calculated in the Appendix. Row 5 then uses these numbers to express EI benefits in per-worker terms, and Rows 6 and 7 provide two alternative estimates of net incidence — the difference between benefits and costs per worker — one that includes employee premiums only, the other which includes both employee and employer premiums.

Noteworthy features of Table 19 include the following. First, perhaps surprisingly, our data actually suggest that *at least when separations are measured by counting ROE forms, part- time jobs are more stable than full-time jobs.* Overall, in 1997 we count 0.44 separations per full- time worker and only 0.29 per part-time worker. There are a number of possible reasons for this. One is that part-time jobs, unlike full-time jobs, may be less likely to be seasonal or very short term. Because, until 1997, seasonal jobs *had* to be full-time (i.e. 15 or more hours) in order to qualify for Unemployment Insurance (UI), it seems likely that many temporary or seasonal jobs will be specifically designed to have enough hours to qualify. Second, there are undoubtedly some separations in Canada that do not result in the issuance of a Record of Employment (ROE), and this undercounting may be more important among part-time workers who may not even be aware of their post-Bill C-12 eligibility for EI. The effect of this undercounting on our total incidence calculations depends on what fraction of undercounted separations paid EI premiums. If they did pay premiums, the accuracy of our calculations is unaffected: workers who do not receive ROEs cannot claim EI and will be correctly assigned zero benefits. These workers will, however, still appear in the LFS and premiums will be correctly imputed to

them. If non-ROE separations paid no EI premiums (thus avoiding detection by the EI system altogether) our calculations here will overestimate EI premiums paid, especially by part-time workers.

TABLE 19
Total Net Incidence of EI on Full- Versus Part-time Workers, 1997

	Full-time (15 or more hours/week)	Part-time (under 15 hours/week)
1. Premiums/worker: employee portion only*	723	88
2. Premiums/worker: total	1,754	230
3. Benefits/separation	2,532	933
4. ROE Separations/worker	0.443	0.288
5. Benefits/worker ((3) x (4))	1,122	269
6. Net Incidence (including employee premiums only) ((5) - (1))	399	181
7. Net Incidence (total) ((5) - (2))	-632	39

*Assumes all workers eligible for the low-income EI premium rebate claim it.
Note: All figures are in dollars, except for row 4 (separations per worker).

Second, counting employer premiums paid on workers' behalf, *the net overall fiscal impact of the EI system on workers in 1997 was highly negative*. The average full-time worker (who constitute 94 percent of all workers) paid 632 dollars more in premiums than he or she collected in benefits. Third, and perhaps most surprisingly, despite this overall negative net fiscal impact, *the net fiscal impact of EI on part-time workers appears to be slightly positive*: even including employer premiums paid on the worker's behalf, the average part-time worker paid 39 dollars less in EI premiums than he or she received in EI benefits in 1997. Despite their lower (ROE-documented) separation rate and their lower EI benefit receipt (part-timers received only (269/1122) 24 percent as much in EI benefits as full-time workers), the smaller amount of EI premiums paid by part-timers (part-timers only paid 230/1754 = 13 percent as much EI premiums as full timers) generates a small net fiscal gain for part-timers. Recalling Table 3, it may be worth noting that this $39 fiscal gain includes $11 in imputed low-income premium refunds, thus even if no workers claimed that premium refund, part-timers would still experience a small net gain due to EI of 39-11 = $28 dollars per person.

Table 20 disaggregates the net fiscal impact on EI on part- versus full-time workers by age category. In this and the following tables, I only report results that include employer contributions (because in the long run this is the conceptually correct thing to do), and that assume all eligible workers claim the low-income EI premium refund (because this refund is small and makes little difference to the results). The main message of the Table is clear: *The positive overall fiscal impact of EI on part-time workers is confined to those who are "prime age" (25-64). All other part-time workers — both those under 25 and over 64 —*

lose by being covered by EI. Thus, while inclusion under the EI umbrella clearly provided a net fiscal gain to prime-age part-time workers of $250 per year per worker, it hurt part-time teens, youth and seniors, who experienced net losses of $124, $127 and $236 respectively. One potential explanation of this result might be a greater familiarity with the EI system among prime-age part-time workers; workers in the other age groups may not expect to be EI-eligible and might not file for benefits as a result.

TABLE 20
Total Net Incidence of EI on Full- Versus Part-time Workers, by Age Category, 1997

	Premiums/ worker*	Benefits/ separation	Separations/ worker	Benefits/ worker ((2) x (3))	Net Incidence ((4) - (1))
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Full-time					
Age 15-19	437	357	0.331	118	-319
Age 20-24	941	1,170	0.684	800	-141
Age 25-64	1,911	2,889	0.415	1,199	-712
Age 65+	1,517	1,627	0.647	1,053	-464
Part-time					
Age 15-19	124	0	0.064	0	-124
Age 20-24	188	197	0.309	61	-127
Age 25-64	329	1,234	0.469	579	250
Age 65+	324	574	0.153	88	-236

* Includes employee and employer contributions. Assumes all individuals eligible for low-income EI premium refund claim it.

Note: All figures are in dollars, except for column 3 (separations per worker).

Table 21, which disaggregates our total net incidence calculations by sex, shows that *while both male and female part-timers gained from EI coverage, the gain was much greater for men.* Echoing the results based on age, men (who tend to have higher wages and stabler jobs) gained an average of $89 per year from EI coverage if they worked part-time, while part-time women gained only $11, an amount sufficiently close to zero. The failure to fully claim the low-income EI premium refund could conceivably make it negative.

TABLE 21

Total Net Incidence of EI on Full- Versus Part-time Workers, by Sex, 1997

	Premiums/ worker*	Benefits/ separation	Separations/ worker	Benefits/ worker ((2) x (3))	Net Incidence ((4) - (1))
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Full-time					
Women	1,551	2,399	0.453	1,087	-464
Men	1,928	2,652	0.434	1,151	-777
Part-time					
Women	247	850	0.303	258	11
Men	197	1,130	0.253	286	89

* Includes employee and employer contributions. Assumes all individuals eligible for low-income premium refund claim it.

Note: All figures are in dollars, except column 3 (separations per worker).

Finally, Table 22 disaggregates the analysis by province. Its most striking result is not for part-time but for full-time workers: the net fiscal impact of the EI system varies dramatically across provinces. Even in 1997, after substantial reforms targeted at the repeat and seasonal users who are especially prevalent in the Atlantic provinces, these provinces experienced large net fiscal gains (of close to $2,000 per worker per year in Newfoundland) that were financed by large net losses in the rest of the country. While some of this transfer is driven by differences in EI premiums paid, the main sources are clearly differences in benefits per separation (driven by longer unemployment durations in the Atlantic) and in separation rates themselves. This full-time pattern is echoed, though with somewhat greater noise given the smaller samples, among part-time workers. Such workers experienced large net gains in the Atlantic provinces, especially Newfoundland. Given the overall net gain of part-timers nationwide, there were only two provinces — Ontario and Saskatchewan — in which part-timers as a group experienced a net fiscal loss due to EI coverage. Both of these provinces tend to be relatively low users of EI benefits overall.

TABLE 22

Total Net Incidence of EI on Full- Versus Part-time Workers, by Province, 1997

	Premiums/ worker*	Benefits/ separation	Separations/ worker	Benefits/ worker ((2) x (3))	Net Incidence ((4) - (1))
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Full-time					
Newfoundland	1,468	4,499	0.755	3,397	1,929
Prince Edward Island	1,349	4,008	0.783	3,138	1,789
Nova Scotia	1,534	3,257	0.515	1,677	143
New Brunswick	1,530	3,565	0.676	2,410	880
Quebec	1,723	2,972	0.511	1,519	-204
Ontario	1,838	2,078	0.362	752	-1,086
Manitoba	1,611	1,917	0.415	796	-815
Saskatchewan	1,595	1,779	0.43	765	-830
Alberta	1,640	1,629	0.465	757	-883
British Columbia	1,860	2,854	0.448	1,279	-581
Part-time					
Newfoundland	139	2,617	0.388	1,015	876
Prince Edward Island	164	1,912	0.233	445	281
Nova Scotia	173	1,765	0.242	427	254
New Brunswick	157	772	0.433	334	177
Quebec	256	726	0.364	264	8
Ontario	228	988	0.195	193	-35
Manitoba	207	1,079	0.267	288	81
Saskatchewan	184	429	0.296	127	-57
Alberta	206	700	0.369	258	52
British Columbia	261	1,110	0.377	418	157

* Includes employee and employer contributions. Assumes all individuals eligible for low-income premium refund claim it.

Note: All figures are in dollars, except column 3 (separations per worker).

11. Conclusions

Bill C-12 extended Canada's unemployment insurance system to persons who worked less than 15 hours per week on their main job, a group that was not covered under previous legislation. In addition to entitling this group to Employment Insurance (EI) benefits, Bill C-12 of course also subjected them to EI premiums for the first time.

The purpose of this report has been to measure the amount of additional premiums imposed and benefits paid due to the extension of EI coverage to these "part-time" workers, and to answer some simple questions concerning the impacts on sub-groups resulting from these changes. Its main results can be summarized in three parts: those concerning premiums, those concerning benefits, and those concerning overall net financial incidence.

Concerning premiums, because those working under 15 hours per week on their main job are a small fraction of the labour force (about 6 percent), and because the earnings of this group tend to be low, the inclusion of these workers in the EI tax base raised government revenues from the EI system only modestly — by a little under one percent. Despite this modest overall impact, however, I identify three population subgroups for whom Bill C-12 constituted a substantial increase in payroll taxation: teenage workers, workers over 65 and students. These three groups (among whom part-time work is much more common than other workers) saw their total payroll taxes rise, respectively, by 16 percent, 5.4 percent and 8.2 percent, despite a low-income EI premium refund made available in the income tax system. In comparison, the effects of Bill C-12 on premiums paid by men versus women, and by different provinces, were much more modest.

Concerning EI benefits, I find somewhat larger effects of Bill C-12 on benefits received *per separating worker.* This is unsurprising since premiums collected from all workers are used to finance benefits received by separating workers only. Overall, I calculate that the inclusion of part-time workers under the EI umbrella raised total EI benefit weeks paid by 3.2 percent *per job separation*, and total dollar EI benefits paid by 2.3 percent *per job separation.* Across age groups, the group of separators experiencing the largest percentage increase in EI benefits due to the inclusion of part-timers is the over-65s: this group experienced an increase in benefit weeks of 4.7 percent and an increase in cash EI benefits of 2.1 percent. Teenage workers and students (defined in the "benefit" analysis as those who "quit to return to school") experience essentially a *zero* benefit increase as a result of the inclusion of part-timers. In fact, although the sample size of part-time teenagers in the COEP survey is small (there were 31 such workers experiencing a separation in the entire year of 1997), literally *none* of these workers claimed EI in our sample. Per separation, women gained proportionately more EI benefits from the extension of coverage to part-time workers (2.1 percent) than did men (0.9 percent). This is the case even though the average separating part-time male collected more dollars in EI benefits than his female

counterpart, for two reasons. First, because they have higher pre-separation earnings, part-time men tend to receive higher weekly benefits than part-time women. Second, women are much more likely to work part-time than men.

Concerning the overall *net fiscal incidence* of including part-time workers under the "EI umbrella," the paper's main finding is perhaps a surprising one: part-time workers, as a group, experienced a small net gain from EI coverage of about 39 dollars per worker per year. Thus, while coverage increased the premiums paid by that group, it increased the benefits they received as well, and did so by a little more than the premium increase. Interestingly, this fiscal gain has relatively little to do with the low-income EI premium refund targeted at workers earning under $2,000 per year who are much more likely to be part-time workers. At most, I calculate that the refund contributed only $11 of the $39 net gain identified above, and probably substantially less since not all eligible workers are likely to file income taxes and claim it.

The small net fiscal gain experienced by part-timers as a group under EI should, however, not be seen as grounds for complacency or total satisfaction with the reforms. Even aside from broader questions concerning work-incentive effects and whether the income smoothing provided by EI is particularly (or at all) valued by part-time workers, there are key subgroups of the part-time population who experienced a net fiscal loss due to EI coverage whose fortunes may be of particular concern to policymakers. These groups are workers under the age of 25 or above the age of 64. For these part-timers the main impact of EI has mostly been a larger tax burden, even when the low-income EI premium refund is taken into account. Similarly, policymakers might be concerned that the net fiscal gains to part-timers are largely confined to men rather than women. Across provinces, the extension of EI to part-time workers produced the largest net fiscal gains for those provinces which were already the biggest net gainers from the EI system: the Atlantic provinces and, especially, Newfoundland. This aspect of Bill C-12 thus worked to accentuate the existing pattern of interprovincial transfers that occur through the EI system.

Bibliography

Kuhn, Peter J., and L. Arthur Sweetman. *The Incidence of Bill C-17 and its Effects on Pre-Separation Job Durations and Unemployment Insurance Eligibility.* Final Report to Human Resources Development Canada, May 1998.

Appendix: Calculation of Separations per Worker

Each table simply lists the sum of weights in the twelve merged Labour Force Survey (LFS) surveys (column 1), divides this by 12 to get an annual worker count (column 2), lists the total sum of weights from cohorts 7-10 of the Canadian Out of Employment Panel (COEP) survey (column 3), then divides column 3 by column 2 to produce an estimate of the annual separation rate.

TABLE A1
Total

	Workers counted in LFS (all 12 survey months)	Annualized worker count ((1)/12)	Separations, from COEP	Separations/ worker ((3)/(2))
	(1)	(2)	(3)	(4)
Full-time	129,406	10,784	4,778	0.443
Part-time	7,921	660	190	0.288

Note: All counts (columns (1)-(3)) are in thousands.

TABLE A2
By Age

	Workers counted in LFS (all 12 survey months)	Annualized worker count ((1)/12)	Separations, from COEP	Separations/ worker ((3)/(2))
	(1)	(2)	(3)	(4)
Full-time				
Age 15-19	4,897	408	135	0.331
Age 20-24	13,240	1,103	755	0.684
Age 25-64	110,448	9,204	3,821	0.415
Age 65+	819	68	44	0.647
Part-time				
Age 15-19	2,788	232	14.9	0.064
Age 20-24	1,486	124	38.3	0.309
Age 25-64	3,437	286	134	0.469
Age 65+	208	17	2.6	0.153

Note: All counts (columns (1)-(3)) are in thousands.

TABLE A3 By Sex				
	Workers counted in LFS (all 12 survey months)	**Annualized worker count ((1)/12)**	**Separations, from COEP**	**Separations/ worker ((3)/(2))**
	(1)	**(2)**	**(3)**	**(4)**
Full-time				
Women	59,733	4,978	2,255	0.453
Men	69,672	5,806	2,521	0.434
Part-time				
Women	5,264	439	133	0.303
Men	2,656	221	56	0.253
Note: All counts (columns (1)-(3)) are in thousands.				

TABLE A4
By Province

	Workers counted in LFS (all 12 survey months)	Annualized worker count ((1)/12)	Separations, from COEP	Separations/ worker ((3)/(2))
	(1)	(2)	(3)	(4)
Full-time				
Newfoundland	1,857	155	117	0.755
Prince Edward Island	546	46	36	0.783
Nova Scotia	3,711	309	159	0.515
New Brunswick	3,074	256	173	0.676
Quebec	31,282	2,607	1,333	0.511
Ontario	50,702	4,225	1,531	0.362
Manitoba	4,924	410	170	0.415
Saskatchewan	3,934	328	141	0.43
Alberta	13,025	1,085	505	0.465
British Columbia	16,347	1,362	610	0.448
Part-time				
Newfoundland	99	8	3.1	0.388
Prince Edward Island	35	3	0.7	0.233
Nova Scotia	229	19	4.6	0.242
New Brunswick	140	12	5.2	0.433
Quebec	1,685	140	51	0.364
Ontario	3,256	271	52.8	0.195
Manitoba	329	27	7.2	0.267
Saskatchewan	273	23	6.8	0.296
Alberta	727	61	22.5	0.369
British Columbia	1,142	95	35.8	0.377

Note: All counts (columns (1)-(3)) are in thousands.

Assurance-emploi

La *Loi sur l'assurance-emploi* : incidence financière nette sur les travailleurs à temps plein et les travailleurs à temps partiel

par Peter Kuhn
Université McMaster

Évaluation et développement des données

Politique stratégique

Développement des ressources humaines Canada
Human Resources Development Canada

Canada

SP-AH128-03-00F

La Loi sur l'assurance-emploi : incidence financière nette sur les travailleurs à temps plein et les travailleurs à temps partiel

Rapport final

Préparé pour :
Évaluation stratégique et suivi du rendement
Évaluation et développement des données
Politique stratégique
Développement des ressources humaines Canada

Rédigé par :
Peter Kuhn
Université McMaster

novembre 2000

SP-AH128-11-00F

Table des matières

Résumé i

1. Justification 1

2. Approche globale 3

3. Données 5

4. Définitions 7

5. Statistiques descriptives 9

6. Méthodologie : cotisations d'assurance-emploi 13

7. Résultats : cotisations d'assurance-emploi 15

7.1 Répercussions globales sur les cotisations versées par les travailleurs à temps partiel par rapport aux travailleurs à temps plein 15

7.2 Effets du projet de loi C-12 sur les cotisations versées selon d'autres caractéristiques démographiques : âge, statut d'étudiant, sexe et province 18

7.2.1 Âge 19

7.2.2 Statut d'étudiant 21

7.2.3 Sexe 22

7.2.4 Province 24

8. Méthodologie : prestations d'assurance-emploi 27

9. Résultats : prestations d'assurance-emploi 29

10. Résultats : interfinancement 37

11. Conclusions 43

Bibliographie 47

Annexe : Calcul des cessations d'emploi par travailleur 49

Liste des tableaux

Tableau 1 Rémunération et caractéristiques de l'emploi, travailleurs à temps plein et travailleurs à temps partiel.....10

Tableau 2 Proportion des personnes employées qui travaillent à temps partiel (moins de 15 heures par semaine) selon certaines caractéristiques démographiques, moyenne annuelle pour 1997.....12

Tableau 3 Total estimatif des cotisations annuelles d'assurance-emploi, travailleurs à temps plein et travailleurs à temps partiel, 1997.....17

Tableau 4 Taux estimatif des cotisations d'assurance-emploi (en proportion de la rémunération annuelle), travailleurs à temps plein et travailleurs à temps partiel, 1997.....18

Tableau 5 Total estimatif des cotisations annuelles d'assurance-emploi, travailleurs à temps plein et travailleurs à temps partiel, 1997, selon l'âge.....19

Tableau 6 Taux estimatif des cotisations d'assurance-emploi, travailleurs à temps plein et travailleurs à temps partiel, 1997, selon l'âge.....20

Tableau 7 Total estimatif des cotisations annuelles d'assurance-emploi, travailleurs à temps plein et travailleurs à temps partiel, 1997, selon le statut d'étudiant.....21

Tableau 8 Taux estimatif des cotisations d'assurance-emploi, travailleurs à temps plein et travailleurs à temps partiel, 1997, selon le statut d'étudiant.....22

Tableau 9 Total estimatif des cotisations annuelles d'assurance-emploi, travailleurs à temps plein et travailleurs à temps partiel, 1997, selon le sexe.....23

Tableau 10 Taux estimatif des cotisations d'assurance-emploi, travailleurs à temps plein et travailleurs à temps partiel, 1997, selon le sexe.....23

Tableau 11 Total estimatif des cotisations annuelles d'assurance-emploi, travailleurs à temps plein et travailleurs à temps partiel, 1997, selon la province.....24

Tableau 12 Taux estimatif des cotisations d'assurance-emploi, travailleurs à temps plein et travailleurs à temps partiel, 1997, selon la province.....25

Tableau 13 Proportion des travailleurs ayant subi une cessation d'emploi qui travaillaient à temps partiel (moins de 15 heures par semaine), selon certaines caractéristiques démographiques, 1997.....30

Tableau 14 Total estimatif des prestations d'assurance-emploi touchées par les travailleurs à temps plein et à temps partiel qui ont connu une cessation d'emploi en 1997 (selon le RE).....32

Tableau 15 Total estimatif des prestations d'assurance-emploi touchées par les travailleurs à temps plein et à temps partiel qui ont connu une cessation d'emploi en 1997, selon l'âge.....33

Tableau 16 Total estimatif des prestations d'assurance-emploi touchées par les travailleurs à temps plein et à temps partiel qui ont connu une cessation d'emploi en 1997, selon le statut d'étudiant.....34

Tableau 17 Total estimatif des prestations d'assurance-emploi touchées par les travailleurs à temps plein et à temps partiel qui ont connu une cessation d'emploi en 1997, selon le sexe.....35

Tableau 18 Total estimatif des prestations d'assurance-emploi touchées par les travailleurs à temps plein et à temps partiel qui ont connu une cessation d'emploi en 1997, selon la province.....36

Tableau 19 Incidence nette totale de l'assurance-emploi sur les travailleurs à temps plein et à temps partiel, 1997.....38

Tableau 20 Incidence nette et totale de l'assurance-emploi sur les travailleurs à temps plein et à temps partiel, selon l'âge, 1997.....40

Tableau 21 Incidence nette et totale de l'assurance-emploi sur les travailleurs à temps plein et à temps partiel, selon le sexe, 1997.....41

Tableau 22 Incidence nette et totale de l'assurance-emploi sur les travailleurs à temps plein et à temps partiel, selon la province, 1997.....42

Tableau A1 Total.....49

Tableau A2 Selon l'âge.....50

Tableau A3 Selon le sexe.....50

Tableau A4 Selon la province.....51

Résumé

Avant l'adoption du projet de loi C-12, les travailleurs qui accomplissaient moins de 15 heures de travail par semaine étaient exemptés des cotisations d'assurance-chômage (AC). Par ailleurs, ces mêmes travailleurs n'étaient pas admissibles aux prestations d'assurance-chômage lorsque leur emploi prenait fin. Le projet de loi C-12 a changé la situation en assujettissant aux cotisations toutes les heures de travail rémunérées, et en autorisant tous les travailleurs à demander des prestations d'assurance-emploi, sous réserve qu'ils répondent aux critères d'admissibilité reposant sur un nombre d'heures de travail annuel, plutôt qu'hebdomadaire. Dans le présent rapport, nous analysons les effets de ces dispositions du projet de loi C-12 qui ont élargi les cotisations et les prestations d'assurance-emploi à ces travailleurs à « temps partiel ». Nous nous intéressons à deux grandes séries de résultats, la première étant l'*incidence financière nette* du régime d'assurance-emploi sur les travailleurs à temps plein par rapport aux travailleurs à temps partiel. En d'autres mots, nous cherchons à déterminer si, en vertu du régime d'assurance-emploi, les travailleurs à temps plein et à temps partiel profitent davantage du régime qu'ils n'y contribuent. En estimant la contribution des travailleurs, nous établissons des estimations pour les cotisations des employés et celles des employeurs. Deuxièmement, nous voulons déterminer comment les dispositions intégrant les travailleurs à temps partiel au régime d'assurance-emploi se sont répercutées sur la distribution du revenu entre les groupes d'âge, entre les étudiants et les non-étudiants, entre les hommes et les femmes, de même qu'entre les provinces.

Voici les principaux résultats de l'étude. Premièrement, en 1997, l'incidence financière nette du régime d'assurance-emploi sur l'ensemble des travailleurs était très négative. En particulier, compte tenu des cotisations des employés et des cotisations que les employeurs payent au nom des employés, le travailleur moyen versait environ 600 $ de plus en cotisations au régime que la somme qu'il aurait pu s'attendre à toucher en prestations à la suite d'une cessation d'emploi au cours de cette année-là. Ce résultat n'est pas surprenant, étant donné que 1997 est une année où le chômage a été relativement faible par rapport aux normes récentes, et qu'en conséquence, le surplus de la caisse d'assurance-emploi a augmenté.

Deuxièmement, en dépit de cette incidence négative globale, l'incidence financière nette de l'assurance-emploi sur les travailleurs à temps partiel qui venaient d'être intégrés au régime grâce au projet de loi C-12 était légèrement positive, le travailleur à temps partiel moyen recevait environ 40 $ de plus à titre de prestations que les sommes qu'il avait versées à titre de cotisations.

Troisièmement, l'intégration au régime d'assurance-emploi n'a pas profité également à tous les groupes de travailleurs à temps partiel. En fait, selon les grands groupes d'âge, seuls les travailleurs à temps partiel du groupe d'âge intermédiaire ont affiché un gain net à ce chapitre : les travailleurs à temps partiel de moins de 25 ans ont versé environ 125 $ de plus en cotisations qu'ils n'ont touché en prestations; les travailleurs à temps partiel

âgés (les personnes de plus de 64 ans) ont versé environ 240 $ de plus en cotisations qu'ils n'ont touché en prestations. De la même façon, le principal groupe de travailleurs à temps partiel qui a profité de l'intégration au régime d'assurance-emploi est celui des hommes, par rapport au groupe des femmes. Comme c'est le cas pour le régime d'assurance-emploi en général, les gains financiers nets résultant de l'intégration des travailleurs à temps partiel ont été plus élevés à Terre-Neuve que dans n'importe quelle autre province, et généralement plus élevés dans la région de l'Atlantique.

Finalement, le remboursement des cotisations d'assurance-emploi aux personnes à faible revenu par le biais du régime fiscal, qui exempte les travailleurs dont le revenu annuel est inférieur à 2 000 $ de la part de l'employé des cotisations d'assurance-emploi, n'a influencé que modestement l'incidence financière nette de l'assurance-emploi sur les travailleurs à temps partiel, et ce, pour deux raisons. Premièrement, le remboursement ne vise pas les cotisations de l'employeur. Deuxièmement, la grande majorité des cotisations des travailleurs à temps partiel sont versées par des personnes qui ne sont pas admissibles à ce remboursement.

1. Justification

Avant l'adoption du projet de loi C-12, les travailleurs qui accomplissaient moins de 15 heures de travail par semaine pour un même employeur ne versaient pas de cotisations d'assurance-chômage (AC) et leur travail hebdomadaire n'était pas calculé dans l'établissement de leur admissibilité aux prestations. Depuis l'adoption du projet de loi, toutes les heures de travail sont comptées lorsqu'il s'agit de déterminer l'admissibilité et tous les travailleurs versent des cotisations au régime d'assurance-emploi. Les travailleurs doivent quand même accomplir un nombre minimum d'heures de travail pour être admissibles aux prestations, mais il est dorénavant calculé sur la période de 52 semaines précédant la cessation d'emploi. Les gains nets que le projet de loi C-12 apporte aux travailleurs à temps partiel dépendent donc du nombre de travailleurs à temps partiel dont l'emploi prend fin et qui ont accumulé suffisamment d'heures de travail pour être admissibles aux prestations. Si ce nombre est peu élevé, l'intégration des travailleurs à temps partiel au régime d'assurance-emploi pourrait en réalité avoir des répercussions financières négatives sur eux[1].

Le principal objectif du présent rapport est de déterminer si l'intégration des travailleurs à temps partiel au régime d'assurance-emploi s'est traduit par un transfert net de revenu en leur faveur ou à leur détriment. Cette question a des répercussions directes sur le plan des politiques publiques. En particulier, même si l'un des objectifs explicites de la *Loi sur l'assurance-emploi* était d'intégrer les travailleurs à temps partiel au régime pour les protéger des conséquences financières de la perte d'un emploi, il se peut qu'elle n'ait pas atteint cet objectif. Au contraire, il se peut que le principal effet de la *Loi* ait été tout simplement d'accroître les sommes versées à la caisse de l'assurance-emploi, aux dépens des travailleurs à temps partiel, dont la plupart ne gagnent pas de salaires élevés, et qui sont plus susceptibles que les travailleurs à temps plein d'être des étudiants, des femmes, des adolescents ou des personnes âgées. Le cas pourrait être particulièrement fréquent dans des provinces comme l'Alberta et l'Ontario, où les faibles taux de chômage ont en général pour effet de relever le nombre d'heures de travail à accomplir pour être admissible à l'assurance-emploi; dans les provinces de l'Atlantique, compte tenu des critères d'admissibilité moins élevés, il pourrait être beaucoup plus facile pour les travailleurs d'avoir droit aux prestations.

Le deuxième objectif du présent rapport consiste à examiner les répercussions de l'intégration des travailleurs à temps partiel au régime d'assurance-emploi sur la distribution du revenu de divers groupes socioéconomiques qui seront vraisemblablement touchés par ce changement dans la politique publique. Les groupes visés sont les adolescents, les travailleurs d'âge mûr, les étudiants, les femmes, de même que les provinces.

---

1 Aux fins de notre étude, les travailleurs à temps partiel sont définis comme les travailleurs dont le nombre d'heures de travail avant la réforme de l'assurance-emploi était inférieur au seuil d'admissibilité à l'assurance-chômage, c'est-à-dire 15 heures par semaine.

2. *Approche globale*

À l'instar de Kuhn et Sweetman (1997), le présent rapport adopte une approche simple sur le plan conceptuel, mais complexe sur le plan des calculs, une approche de *micro-comptabilisation* pour l'estimation de l'interfinancement des prestations de l'assurance-emploi par les cotisations. Aux fins de ce projet, nous avons retenu cette approche plutôt que d'autres, notamment une analyse de régression de séries chronologiques, pour diverses raisons. Premièrement, il n'existe tout simplement pas de séries statistiques chronologiques pour certains paramètres clés, par exemple les cotisations d'assurance-chômage et d'assurance-emploi versées par les travailleurs à temps partiel. Il faut, d'une façon ou d'une autre, les calculer : c'est justement l'objectif de notre projet. Deuxièmement, toute série chronologique ainsi calculée serait nécessairement brève, particulièrement pour la période suivant l'adoption du projet de loi C-12; par conséquent, toute tentative visant à utiliser des techniques faisant appel à des séries chronologiques pour expliquer des facteurs macroéconomiques confusionnels ne serait guère fiable. Troisièmement, la relation entre les caractéristiques des travailleurs (par exemple, les heures de travail par année) et les chiffres qui nous intéressent, notamment les cotisations à l'assurance-emploi, n'est pas du tout linéaire. Il est donc tout simplement impossible d'établir ces chiffres avec précision au moyen de données agrégées. Il faut connaître toute la distribution des caractéristiques individuelles.

3. Données

Le présent rapport s'appuie sur deux séries distinctes de données. La première, un échantillon représentatif de la population canadienne (dont on peut tirer un sous-échantillon représentatif des Canadiens qui ont un emploi), sert à calculer les cotisations d'assurance-emploi versées par les travailleurs à temps plein par rapport aux travailleurs à temps partiel. La deuxième, un échantillon représentatif de cessations d'emploi au Canada pour lesquelles on dispose d'information sur les demandes d'assurance-emploi présentées, sert à calculer les prestations touchées.

Les données que nous utilisons pour analyser les cotisations versées proviennent de l'échantillon à grande diffusion de l'Enquête sur la population active (EPA). Nous nous concentrons sur l'année civile 1997 pour les raisons suivantes. Premièrement, comme il en a déjà été question, il faut une année complète de données pour englober l'éventail des transitions possiblement nombreuses que représentent les travailleurs qui commencent à travailler à temps partiel ou qui cessent de travailler à temps partiel d'une saison à l'autre. Deuxièmement, l'EPA, qui est la source des données utilisées pour l'estimation des cotisations versées, a subi une transformation entre septembre et décembre 1996. Deux questionnaires différents, dont les questions sur les heures de travail étaient différentes, ont été utilisés simultanément pendant cette période; par ailleurs, les fichiers de données à grande diffusion n'indiquent pas quelles questions ont été posées dans quels cas. Troisièmement, le régime d'assurance-emploi était lui aussi en transition pendant la deuxième moitié de 1996[2]. Dans la mesure où le fait de commencer à verser des cotisations a sensibilisé davantage les travailleurs à temps partiel à leur admissibilité aux prestations, les données d'après 1996 seront plus pertinentes en ce qui concerne les effets véritables à long terme de l'assurance-emploi. Quatrièmement, en ce qui concerne cette question en particulier, il n'y a pas lieu de faire une analyse de la situation « avant » l'adoption du projet de loi C-12, puisque nous savons qu'en vertu de l'ancien régime d'assurance-chômage, les travailleurs à temps partiel ne versaient pas de cotisations, pas plus qu'ils ne touchaient de prestations. Nous excluons tous les travailleurs indépendants et les travailleurs familiaux non rémunérés de l'analyse, puisqu'ils ne sont pas visés par le régime d'assurance-chômage et d'assurance-emploi.

Les données sur les travailleurs dont l'emploi a pris fin, que nous utilisons pour calculer les prestations d'assurance-emploi, proviennent de l'Enquête canadienne par panel sur l'interruption d'emploi (ECPIE). Comme on le sait généralement, l'ECPIE repose sur un échantillon de relevés d'emploi (RE), formulaires qui sont remplis par les employeurs quand un emploi prend fin. Mais surtout, l'ECPIE renferme à la fois des données administratives sur les prestations d'assurance-emploi perçues par les chômeurs et des données supplémentaires sur des éléments de premier plan comme le nombre habituel

2 Pendant cette période d'implantation graduelle de six mois, les travailleurs à temps partiel étaient admissibles aux prestations, mais leurs heures de travail n'étaient pas assujetties à des cotisations.

d'heures de travail dans le cadre de l'emploi visé par le RE, sans lesquelles il n'aurait pas été possible de faire la présente analyse. Pour que les chiffres correspondent à l'année civile 1997, nous avons utilisé les quatre cohortes (7 à 10) de l'ECPIE la plus récente, qui comprend les cessations d'emploi qui se sont produites au cours de chacun des quatre trimestres de 1997, respectivement.

4. *Définitions*

Aux fins de cette analyse, comment se définissent les « travailleurs à temps partiel »? Pour répondre à cette question, et c'est peut-être étonnant, on ne peut pas se contenter de définir un seuil donné d'heures de travail hebdomadaires en dessous duquel un travailleur fait partie de la catégorie des « travailleurs à temps partiel ». En effet, au cours d'une année, les travailleurs peuvent accepter ou quitter des emplois qui ne représentent pas tous les mêmes heures de travail, et parfois cumuler plus d'un emploi à la fois. Nous avons retenu la définition utilisée ici pour deux grandes raisons : a) elle semble appropriée sur le plan de la politique publique; b) elle permet de calculer à la fois les cotisations versées et les prestations touchées à partir des données accessibles. En d'autres mots, c'est une définition qui, contrairement à bien d'autres, est utilisable à la fois dans le cadre de l'Enquête canadienne par panel sur l'interruption d'emploi (ECPIE) et dans celui de l'Enquête sur la population active (EPA), même si leurs bases de sondage et leurs questionnaires sont différents.

Ainsi, dans le présent rapport, nous définissons les travailleurs à temps partiel comme ceux qui, lorsqu'ils ont été interviewés aux fins de l'EPA au cours de l'année civile 1997, occupaient un emploi *principal* (défini en fonction du nombre d'heures de travail effectuées par semaine) dans le cadre duquel ils accomplissaient habituellement moins de 15 heures par semaine. Ce seuil de 15 heures a été retenu parce qu'il correspondait au groupe qui devenait admissible à l'assurance-emploi pour la première fois. Si nous avons retenu seulement les emplois principaux, c'est parce que nous pouvions ainsi nous concentrer sur les personnes pour qui le travail à temps partiel est la principale activité sur le marché du travail, et non pas une source supplémentaire de revenu. En outre, en vertu de l'ancien régime (d'assurance-chômage), le seuil de 15 heures pour le calcul des cotisations était déterminé *pour chaque emploi* (plutôt que, par exemple, en fonction du nombre total d'heures ou de la rémunération tirée de tous les emplois). Par conséquent, si un travailleur n'avait pas à verser de cotisations dans le cadre de son emploi principal (celui qui représentait le plus grand nombre d'heures) avant l'adoption du projet de loi C-12, il n'aurait pas eu à en payer non plus dans le cadre d'aucun autre de ses emplois. De toute évidence, ce sont ces travailleurs, et non pas ceux qui cumulaient un emploi principal à temps plein et un emploi à temps partiel, qui ont été intégrés au régime d'assurance-emploi en vertu du projet de loi C-12. Finalement, si nous nous intéressons à la situation d'emploi au moment de l'une ou l'autre des 12 entrevues de l'EPA en 1997, c'est pour tenir compte du fait que de nombreux emplois à temps partiel pourraient également être des emplois occupés pendant une partie de l'année seulement ou des emplois saisonniers, dont le taux de roulement est élevé. Une analyse qui se concentrerait seulement sur un mois en particulier risquerait fort de ne pas être représentative de l'année dans son ensemble.

5. *Statistiques descriptives*

Pour replacer l'analyse faite ici dans un contexte plus vaste, nous verrons dans cette section certaines statistiques simples tirées de l'Enquête sur la population active (EPA) de 1997 (les 12 mois confondus) qui caractérisent les travailleurs « à temps partiel », tels qu'ils étaient définis par le régime d'assurance-chômage avant l'adoption du projet de loi C-12. Qui sont ces travailleurs à temps partiel qui ont été intégrés au régime d'assurance-emploi par le projet de loi C-12? Les tableaux 1 et 2, qui visent les personnes qui occupaient un emploi rémunéré lorsqu'elles ont été interviewées aux fins de l'EPA, répondent à cette question. Les travailleurs indépendants, les chômeurs, les personnes qui ne faisaient pas partie de la population active et les travailleurs familiaux non rémunérés sont donc exclus de l'analyse : ils n'ont jamais versé de cotisations d'assurance-chômage ou d'assurance-emploi et n'en versent toujours pas. Comme on le voit au tableau 1, environ 10,8 millions de personnes de ce groupe accomplissaient 15 heures de travail ou plus par semaine dans le cadre de leur emploi principal, et 660 000, soit 5,8 p. 100 du total, accomplissaient moins de 15 heures[3]. En d'autres termes, le nombre de travailleurs qui payent dorénavant des cotisations d'assurance-emploi en vertu du projet de loi C-12 a augmenté de 660/10 783, soit de 6,1 p. 100.

Comme nous pouvions nous y attendre, le tableau 1 montre que les emplois à temps partiel sont, en moyenne, moins bien rémunérés que les emplois à temps plein, soit 10,22 $ l'heure par rapport à 15,92 $ l'heure. Étant donné cependant le nombre important d'emplois à temps partiel bien rémunérés (10 p. 100 des travailleurs à temps partiel gagnent plus de 17,46 $ l'heure), ces écarts moyens masquent des différences beaucoup plus importantes dans les médianes : 7,64 $ par rapport à 14,45 $[4]. Ainsi, la plupart des travailleurs à temps partiel touchent-ils des salaires très faibles, la moitié gagnant moins de 7,64 $ l'heure. En fait — ce qui s'explique presque certainement par la loi sur le salaire minimum — la distribution des salaires des travailleurs à temps partiel est très comprimée à l'extrémité gauche, la moitié gagnant entre 6 $ et 7,64 $ l'heure. En même temps, la distribution affiche une queue substantielle à l'extrémité droite, 10 p. 100 des travailleurs gagnant plus de 17,46 $ l'heure, ce qui est bien au-dessus de la médiane des salaires à temps plein. Il est donc faux d'affirmer que tous les travailleurs à temps partiel sont de petits salariés.

En moyenne, la durée de l'emploi chez les travailleurs à temps partiel est inférieure à celle des travailleurs à temps plein. En effet, à 87,3 mois, la durée moyenne de l'emploi chez les travailleurs à temps plein est de plus de sept ans, tandis que le chiffre correspondant

---

3 Il peut être utile de préciser que cette proportion des travailleurs à temps partiel est beaucoup plus faible que la proportion généralement signalée par Statistique Canada. En effet, le seuil des 15 heures utilisé aux fins des cotisations d'assurance-emploi est de beaucoup inférieur au seuil de 30 heures généralement utilisé dans les rapports de Statistique Canada.

4 Un grand nombre, voire même la totalité, des travailleurs à temps partiel qui gagnent un salaire élevé étaient peut-être visés par l'ancien système d'assurance-chômage, qui prévoyait un autre critère d'admissibilité aux prestations, d'après une rémunération supérieure à 150 $ par semaine.

pour les travailleurs à temps partiel est d'un peu moins de trois ans. Cependant, ce serait une erreur de penser que la plupart des travailleurs à temps partiel font partie de la main-d'œuvre occasionnelle, même si leur durée d'emploi est moindre, car plus de la moitié travaillent pour leur employeur actuel depuis plus d'un an.

TABLEAU 1
Rémunération et caractéristiques de l'emploi, travailleurs à temps plein et travailleurs à temps partiel

	Temps plein (15 heures ou plus par semaine)	Temps partiel (moins de 15 heures par semaine)
Salaire horaire habituel ($)		
Moyenne	15,92	10,22
10e centile	7,12	6
25e centile	10	6,85
Médiane	14,45	7,64
75e centile	20,19	11
90e centile	26,34	17,46
Durée de l'emploi		
Moyenne (mois)	87,3	34,4
Médiane (mois)	60	13
Proportion un an ou plus	0,794	0,526
Rémunération annuelle totale, emploi actuel		
Moyenne	28 708	-3 447
Médiane	26 494	-2 599
Proportion gagnant moins de 2 059,73 $*	0,026	0,415
Nombre total de travailleurs (en milliers)	**10 783**	**660**

* Admissibles au remboursement partiel des cotisations de l'assurance-emploi pour les travailleurs à faible revenu. Le remboursement sera intégral si la rémunération est inférieure à 2 000 $.

Nota : Dans ce tableau et dans tous les tableaux qui suivent, sont exclus les travailleurs indépendants, les non-travailleurs et les travailleurs familiaux non rémunérés.

Le tableau 1 présente également des estimations de la rémunération annuelle totale des travailleurs à temps partiel par rapport aux travailleurs à temps plein dans le cadre du principal emploi qu'ils occupaient au moment de l'EPA. Pour établir ces chiffres, qui jouent un rôle de premier plan dans le calcul des cotisations versées annuellement à l'assurance-emploi que nous verrons dans la prochaine section, nous multiplions le salaire horaire signalé par le nombre habituel d'heures de travail, puis par la durée maximale de l'emploi, ou 52 semaines. De toute évidence, la combinaison du faible nombre d'heures

de travail, des salaires horaires moins élevés et des durées d'emploi moindres donne lieu à des différences importantes dans la rémunération annuelle. À 26 494 $, la médiane du salaire annuel des travailleurs à temps plein, dans leur principal emploi, est près de *10 fois* celle des travailleurs à temps partiel, soit 2 599 $; les différences dans les moyennes sont elles aussi importantes, mais moins marquées. Le tableau 1 montre également les proportions des travailleurs à temps partiel et à temps plein qui tirent moins de 2 059,73 $ par année de leur emploi principal. Comme nous le verrons dans la prochaine section, c'est le seuil de revenu en dessous duquel les travailleurs peuvent se voir rembourser, par le biais du régime fiscal, une partie ou la totalité des cotisations qu'ils ont versées à l'assurance-emploi. Selon le tableau 1, au moins 41 p. 100 des travailleurs à temps partiel, mais seulement 2,6 p. 100 des travailleurs à temps plein, sont admissibles à ce remboursement.

En plus d'être moins bien rémunéré, le travail à temps partiel est très inégalement distribué dans la population, comme le montre le tableau 2. Par exemple, seulement 3 p. 100 des travailleurs du groupe d'âge intermédiaire (les 25 à 64 ans) travaillent moins de 15 heures par semaine. Ainsi, l'intégration des travailleurs à temps partiel à l'assurance-emploi n'aurait-elle pu avoir qu'un effet très négligeable sur les travailleurs du groupe d'âge intermédiaire. Le travail à temps partiel, à 10 p. 100, est plus courant chez les travailleurs de 20 à 24 ans, mais les travailleurs les plus vraisemblablement touchés par le projet de loi C-12, et de loin, sont les personnes de plus de 65 ans et les adolescents. Au moins 36 p. 100 des adolescents qui occupent un emploi travaillent à temps partiel dans le cadre de leur emploi principal. La plupart sont vraisemblablement des étudiants, puisque 34 p. 100 des étudiants (à temps plein ou à temps partiel) travaillent à temps partiel dans le cadre de leur emploi principal. À 8 p. 100, les femmes sont plus susceptibles de travailler à temps partiel que les hommes (3,6 p. 100), mais le sexe est de toute évidence un prédicteur moins précis du travail à temps partiel que l'âge ou le statut d'étudiant.

TABLEAU 2 Proportion des personnes employées qui travaillent à temps partiel (moins de 15 heures par semaine) selon certaines caractéristiques démographiques, moyenne annuelle pour 1997	
Âge	
15 à 19 ans	0,362
20 à 24 ans	0,1
25 à 64 ans	0,03
65 ans et plus	0,202
Statut d'étudiant	
Étudiants (temps plein ou temps partiel)	0,344
Non-étudiants	0,031
Sexe	
Masculin	0,036
Féminin	0,081
Province	
Terre-Neuve	0,05
Île-du-Prince-Édouard	0,06
Nouvelle-Écosse	0,058
Nouveau-Brunswick	0,043
Québec	0,051
Ontario	0,06
Manitoba	0,064
Saskatchewan	0,062
Alberta	0,052
Colombie-Britannique	0,065

6. *Méthodologie : cotisations d'assurance-emploi*

Notre objectif, dans les deux prochaines sections, est d'estimer le montant total annuel des cotisations versées à l'assurance-emploi par les travailleurs à temps partiel par rapport aux travailleurs à temps plein, comme nous les avons définis ci-dessus. Ce calcul n'est pas aussi simple qu'il y paraît, car les cotisations annuelles d'assurance-emploi sont établies en fonction de la rémunération *annuelle* totale provenant de tous les emplois, et ce ne sont pas tous les travailleurs — particulièrement les travailleurs à temps partiel — qui travaillent à longueur d'année. Nous ne pouvons donc pas nous contenter de prendre tout simplement le taux salarial observé dans l'Enquête sur la population active (EPA) et de le projeter sur une base annuelle, puis de calculer les cotisations d'assurance-emploi selon cette base.

À notre avis, la meilleure façon de traiter cette question, compte tenu des données accessibles, est la suivante[5]. Premièrement, pour chaque travailleur employé au cours d'un mois donné de l'EPA de 1997 — par exemple, décembre — nous calculons la rémunération annuelle totale (ANNEARN) durant les douze mois précédents selon l'emploi principal occupé pendant le mois de l'enquête comme suit :

$$\text{ANNEARN} = \text{UHRSMAIN} * \text{HRLYEARN} * \text{Max}\{\text{TENURE},12\} * 4.333$$

où les variables de l'EPA se définissent ainsi :

UHRSMAIN (heures habituelles par semaine dans le cadre d'un emploi principal)
TENURE (durée d'un emploi, emploi principal, en mois)
HRLYEARN (rémunération horaire habituelle, employés seulement, avant les cotisations)

Nous obtenons ainsi la rémunération totale pour l'année civile 1997 selon l'emploi principal que le répondant occupait en décembre de la même année.

Une fois établies les estimations de la rémunération annuelle, il est assez simple de calculer le total des cotisations d'assurance-emploi, qui représentent une fonction simple, mais non linéaire, de la rémunération annuelle. Dans la plupart des résultats présentés ici, nous inclurons les contributions de l'employé et celles de l'employeur à notre estimation

---

5 Cette méthode a l'inconvénient de ne pas tenir compte des cotisations versées par les travailleurs dans le cadre d'emplois autres que leur emploi principal: ainsi, sous-estimera-t-elle les cotisations des personnes qui cumulent plus d'un emploi. Les cotisations versées dans le cadre d'emplois secondaires ne peuvent être estimées à partir de l'EPA, qui ne fournit pas de données sur la rémunération ou la durée de tels emplois. Cependant, l'EPA montre que seulement 4.8 p. 100 et 8.2 p. 100 des travailleurs à temps plein et à temps partiel, respectivement, occupent plus d'un emploi, de sorte que le biais ne sera vraisemblablement pas très important. D'autant plus que, étant donné le nombre moindre d'heures de travail, la rémunération sera presque toujours plus faible dans le cadre de ces emplois « seconds » ou de ces emplois d'ordre plus élevé que l'emploi principal.

du total des cotisations d'assurance-emploi, car la plupart des économistes reconnaissent qu'à long terme, la cotisation de l'employeur se répercute sur les travailleurs, sous forme d'une réduction de la rémunération, et c'est l'incidence à long terme qui nous intéresse. À des fins de comparaisons (et à l'intention de ceux qui ne sont pas convaincus que les entreprises répercutent les cotisations d'assurance-emploi sur les travailleurs), nous présentons également certains résultats concernant les contributions des travailleurs seulement[6]. En plus de tenir compte de la limite supérieure des cotisations selon le maximum de la rémunération assurable, les estimations prennent également en considération le remboursement des cotisations pour les travailleurs à faible revenu prévu dans le régime fiscal en 1997. Voici comment fonctionne ce remboursement. Toute personne dont la rémunération annuelle est inférieure à 2 000 $ peut se voir rembourser la totalité de ses cotisations personnelles à l'assurance-emploi si elle produit une déclaration d'impôt. Ce remboursement est réduit proportionnellement en fonction de la rémunération entre 2 000 $ et 2 059,73 $. Au-delà de ce seuil, les cotisations ne sont pas remboursées et c'est le taux ordinaire des cotisations à l'assurance-emploi qui s'applique.

Finalement, l'exercice décrit ci-dessus pour décembre 1997 est répété pour tous les autres mois de la même année; il suffit ensuite, pour obtenir des résultats annuels, de calculer la moyenne des résultats mensuels. Nous obtenons ainsi une estimation du total des cotisations d'assurance-emploi versées au cours des 52 semaines précédentes en vertu du projet de loi C-12 par un cotisant choisi au hasard dans le bassin de personnes qui ont occupé un emploi à un moment ou l'autre de l'année civile 1997[7]. Les résultats sont établis séparément pour les travailleurs à temps plein et les travailleurs à temps partiel. L'établissement de moyennes sur la période de douze mois est crucial, étant donné que certains travailleurs ont un profil d'emploi très saisonnier, particulièrement les étudiants, qui sont surreprésentés dans la population des travailleurs à temps partiel.

---

6 Il y a peut-être lieu de préciser que l'inclusion ou l'exclusion des cotisations des employeurs n'influence pas nos estimations des cotisations relatives versées par les travailleurs à temps plein par rapport aux travailleurs à temps partiel, puisque leurs répercussions dans les deux groupes sont proportionnellement égales.

7 De toute évidence, pour certains de ces travailleurs, les douze mois précédents comportent une période au cours de laquelle les règles du projet de loi C-12 n'avaient pas commencé à s'appliquer. Les chiffres signalés ici s'appliquent donc aux cotisations que ces personnes auraient payées si les règles du projet de loi C-12 s'étaient appliquées tout au long de ces 12 mois, ce qui est le résultat que nous cherchons ici.

7. *Résultats : cotisations d'assurance-emploi*[8]

Dans la présente section, nous présentons les résultats relatifs aux cotisations d'assurance-emploi en deux volets. Le premier porte uniquement sur le total des cotisations versées collectivement par les travailleurs à temps partiel et par les travailleurs à temps plein. Le deuxième volet présente une ventilation selon l'âge, le statut d'étudiant, le sexe et la province et montre les effets de l'intégration des travailleurs à temps partiel à l'assurance-emploi sur les cotisations relatives versées par les membres de ces groupes démographiques (c'est-à-dire les travailleurs âgés par rapport aux jeunes travailleurs, ou les hommes par rapport aux femmes).

7.1 Répercussions globales sur les cotisations versées par les travailleurs à temps partiel par rapport aux travailleurs à temps plein

Les principaux résultats de notre analyse au sujet des cotisations supplémentaires d'assurance-emploi imposées par le projet de loi C-12 sont présentés au tableau 3. Comme nous pouvons le constater, le travailleur moyen à temps plein a versé 724 $ à titre de cotisations d'assurance-emploi en 1997. Le remboursement des cotisations d'assurance-emploi aux travailleurs à faible revenu ne s'applique généralement pas dans ce groupe, étant donné la rémunération relativement élevée de ses membres, et son seul effet est de réduire ce total d'un dollar. De plus, les employeurs ont versé en moyenne 1 031 $ en cotisations d'assurance-emploi par travailleur à temps plein, soit un total de 1 754 $ par année.

En 1997, le travailleur moyen à temps partiel a versé 99 $ en cotisations d'assurance-emploi. Mais même si, comme nous le voyons au tableau 1, 41 p. 100 des travailleurs à temps partiel étaient admissibles à un certain remboursement des cotisations par le régime fiscal, ce remboursement ne réduirait les cotisations que de 11 dollars *si toutes les personnes admissibles le demandaient*. Comme cela semble peu probable (les personnes qui gagnent un aussi faible revenu pourraient être moins susceptibles de produire une déclaration d'impôt, même si elles étaient admissibles à un remboursement), le remboursement des cotisations n'a eu qu'un effet très modeste sur les cotisations versées par les travailleurs à temps partiel. La principale raison en est que la majorité des cotisations d'assurance-emploi versées par les travailleurs à temps partiel le sont par ceux qui gagnent plus de 2 059,73 $ par année, et qui n'ont pas droit au remboursement. Le tableau 3 montre également que l'employeur moyen a payé 142 $ en cotisations

[8] Les cotisations d'assurance-emploi sont une forme d'impôt sur la masse salariale. Par conséquent, nous les appellerons à l'occasion « impôt » ou « impôt sur la masse salariale » dans certaines sections de ce rapport.

d'assurance-emploi au nom des travailleurs à temps partiel. Cette contribution de l'employeur n'est pas remboursée, sous quelque forme que ce soit, aux travailleurs à faible revenu[9]. Parallèlement à la part nette du remboursement de l'employé, cela donne une cotisation moyenne de 230 $ par travailleur à temps partiel en 1997.

La colonne 3 du tableau 3 représente nos estimations de la hausse du montant total des cotisations des travailleurs, y compris celles des travailleurs à temps partiel intégrés à l'assurance-emploi. La colonne 3 exprime donc les cotisations supplémentaires versées par les travailleurs à temps partiel de la colonne 2 en pourcentage du total des cotisations qui auraient été payées par l'ensemble des travailleurs (à temps plein et à temps partiel) si les travailleurs à temps partiel n'avaient pas de cotisations à payer[10]. Pour obtenir ce pourcentage, il suffit de diviser les cotisations des travailleurs à temps partiel, en 1997, par les cotisations des travailleurs à temps plein en 1997. Pourquoi ce calcul représente-t-il une estimation de l'augmentation des cotisations attribuable au projet de loi C-12? Pour le comprendre, il faut savoir qu'aucune des personnes classées dans le groupe des « travailleurs à temps partiel » n'aurait payé *quelque* cotisation que ce soit selon les critères en vigueur avant le projet de loi C-12. Elles travaillaient moins de 15 heures par semaine dans le cadre de leur emploi *principal* (nombre le plus élevé d'heures de travail par semaine). Ainsi, aucun de leurs emplois n'aurait-il été assujetti à des cotisations d'assurance-chômage. Il faut également se souvenir que, à cause de limites dans les données, ce chiffre ne tient pas compte des cotisations versées pour des emplois autres que l'emploi *principal* (nombre le plus élevé d'heures de travail), et tient pour acquis que toutes les personnes admissibles au remboursement des cotisations pour les travailleurs à faible revenu auraient effectivement touché ce remboursement.

---

9 Le projet de loi C-12 prévoyait un remboursement des cotisations pour *les petites entreprises*, destiné aux entreprises de moins de 25 employés qui avaient payé moins de 30 000 $ en cotisations d'assurance-emploi en 1996. Le remboursement de 1997 représentait 50 p. 100 de toute *augmentation* des cotisations par rapport au niveau de l'année précédente. Le remboursement de 1998 représentait 25 p. 100 de la hausse des cotisations par rapport au niveau de 1996. Dans la mesure où les travailleurs à temps partiel se retrouvent en nombre disproportionné dans ces petites entreprises, il se peut que ce remboursement ait eu pour effet de réduire les cotisations de l'employeur versées au nom de ces travailleurs en 1997. Comme (contrairement au remboursement destiné aux employés) il s'applique uniquement à *l'augmentation* des cotisations, il n'aura vraisemblablement qu'une importance quantitative limitée. Mais surtout, puisqu'il s'agit clairement d'une mesure transitoire seulement, elle n'est pas pertinente lorsqu'il s'agit d'établir les répercussions à long terme des cotisations sur les travailleurs à temps partiel, ce qui est ici notre propos.

10 D'un point de vue conceptuel, la colonne (1) indique les cotisations par travailleur à temps plein avant le projet de loi C-12. La colonne (2) donne les cotisations supplémentaires découlant de l'intégration des travailleurs à temps partiel au projet de loi C-12, et ce, par travailleur à temps partiel. La colonne (3) donne ces cotisations supplémentaires en proportion des cotisations d'avant le projet de loi C-12 par travailleur (c'est-à-dire travailleurs à temps plein et à temps partiel confondus). Elle nous indique dans quelle mesure le fardeau fiscal de l'ensemble des travailleurs a augmenté par suite de l'élargissement des cotisations aux travailleurs à temps partiel. Comme nous pouvons le constater, il y a moyen de calculer ces chiffres à partir des données présentées dans le tableau selon la formule (2)/[(1-α)(1)], où α représente la proportion de tous les travailleurs qui travaillent à temps partiel et les chiffres entre parenthèses renvoient aux numéros des colonnes.

TABLEAU 3
Total estimatif des cotisations annuelles d'assurance-emploi, travailleurs à temps plein et travailleurs à temps partiel, 1997

	Temps plein (15 heures ou plus par semaine) ($)	Temps partiel (moins de 15 heures par semaine) ($)	Augmentation proportionnelle des cotisations attribuable à l'intégration des travailleurs à temps partiel*
	1	2	3
Part de l'employé (brute)	724	99	0,008
Remboursement d'impôt (en supposant un taux de demande de 100 p.100)	1	11	
Part de l'employé (nette du remboursement)	723	88	0,007
Part de l'employeur	1 031	142	0,008
Total	**1 754**	**230**	**0,008**

* Cotisations supplémentaires en (2), en proportion du montant initial des cotisations versées en (1), par travailleur (le dénominateur comprend les travailleurs à temps plein et à temps partiel). Calcul : $\alpha(2)/[(1-\alpha)(1)]$, où α est la proportion de tous les travailleurs qui travaillent à temps partiel.

Dans l'ensemble, le tableau 3 indique que l'intégration des travailleurs à temps partiel au régime d'assurance-emploi a eu pour effet de relever d'un peu moins de 1 p. 100 le total des cotisations prélevées. Ce chiffre ne change pas beaucoup, que nous nous concentrions sur les cotisations des employés, sur celles des employeurs ou sur l'ensemble des cotisations, ou encore que nous tenions compte ou non du remboursement des cotisations aux travailleurs à faible revenu. Peu importe dans quelle perspective nous abordons les chiffres, l'intégration des travailleurs à temps partiel a eu pour effet d'augmenter les recettes gouvernementales d'une proportion modeste de moins de 1 p. 100. Cela ne devrait pas nous surprendre, compte tenu du nombre limité de travailleurs qui accomplissent moins de 15 heures par semaine, et de leurs faibles niveaux de rémunération.

Le tableau 4 reprend les chiffres du tableau 3 sous un angle un peu différent, c'est-à-dire dans la perspective du *taux* des cotisations par rapport à la rémunération (le taux de l'impôt sur la masse salariale). Il est intéressant de constater que même pour les travailleurs à temps plein, le taux moyen effectif des cotisations des employés, à 2,73 p. 100, n'est pas de beaucoup inférieur au taux prescrit par la loi qui s'établit à 2,9 p. 100. En effet, la grande majorité des travailleurs gagnent moins que le maximum de la rémunération assurable, soit 39 000 $ par année, de sorte qu'ils ne profitent pas de

la réduction des taux effectifs en fonction du maximum[11]. Comme la rémunération annuelle des travailleurs à temps partiel est de beaucoup inférieure à celle des travailleurs à temps plein, cet argument vaut d'autant plus dans leur cas. Sans le remboursement des cotisations pour les travailleurs à faible revenu, le taux effectif moyen des cotisations des travailleurs à temps partiel est impossible à distinguer, quantitativement, du taux prescrit par la loi et qui est de 2,9 p. 100[12]. Si tous les travailleurs admissibles se prévalaient pleinement de ce remboursement en produisant une déclaration d'impôt, le taux effectif des cotisations tomberait à 1,7 p. 100 pour les travailleurs à temps partiel. Si l'on considère à la fois la part de l'employeur et la part de l'employé, cette réduction n'a qu'un effet modeste sur le total des cotisations versées par les travailleurs à temps partiel. Ces derniers (qui ne payaient pas de cotisations avant le projet de loi C-12) versent en moyenne 5,76 p. 100 de leur salaire annuel à titre de cotisations d'assurance-emploi, soit moins d'un point de pourcentage de moins que les cotisations des travailleurs à temps plein qui s'établit à 6,46 p. 100.

TABLEAU 4
Taux estimatif des cotisations d'assurance-emploi (en proportion de la rémunération annuelle), travailleurs à temps plein et travailleurs à temps partiel, 1997

	Temps plein (15 heures ou plus par semaine)	Temps partiel (moins de 15 heures par semaine)
	(1)	(2)
Part de l'employé (brute)	0,0273	0,029
Part de l'employé (nette du remboursement)	0,0265	0,017
Part de l'employeur	0,0382	0,0406
Total	**0,0646**	**0,0576**

7.2 Effets du projet de loi C-12 sur les cotisations versées selon d'autres caractéristiques démographiques : âge, statut d'étudiant, sexe et province

Les tableaux 5 à 12 reprennent l'analyse des tableaux 3 et 4, en ventilant les résultats selon quatre caractéristiques démographiques pouvant revêtir de l'intérêt sur le plan social et sur le plan des politiques publiques, pour des groupes qui pourraient subir des répercussions disproportionnées de l'intégration des travailleurs à temps partiel au nouveau régime

11 De plus, la rémunération doit être bien supérieure au maximum pour avoir un effet appréciable sur le taux moyen des cotisations. Pour réduire de moitié le taux effectif moyen des cotisations, de 2,9 p. 100 à 1,45 p. 100, il faudrait gagner le double du maximum de la rémunération assurable, soit 78 000 $.

12 Il en va de même, évidemment, pour la part de l'employeur du total des cotisations, qui est établie selon un calcul simple, c'est-à-dire 1,4 fois la part de l'employé.

d'assurance-emploi. Il s'agit des caractéristiques suivantes : l'âge (tableaux 5 et 6); le statut d'étudiant (tableaux 7 et 8); le sexe (tableaux 9 et 10); et la province (tableaux 11 et 12). Dans chaque cas, les tableaux nous permettent de déterminer les effets de l'intégration des travailleurs à temps partiel au régime d'assurance-emploi sur les cotisations relatives versées par divers groupes, par exemple les travailleurs âgés par rapport aux jeunes travailleurs, ou les étudiants par rapport aux non-étudiants. Comme le taux de travail à temps partiel diffère beaucoup dans certains de ces groupes (tableau 2), il ne serait pas surprenant que les cotisations pour le travail à temps partiel aient des répercussions différentes sur certains de ces groupes.

TABLEAU 5
Total estimatif des cotisations annuelles d'assurance-emploi, travailleurs à temps plein et travailleurs à temps partiel, 1997, selon l'âge

	Temps plein (15 heures ou plus par semaine) ($)			Temps partiel (moins de 15 heures par semaine) ($)				
Âge	Part de l'employé*	Part de l'employeur	Total	Part de l'employé*	Part de l'employeur	Total	Proportion temps partiel	Augmentation proportionnelle des cotisations attribuable à l'intégration des travailleurs à temps partiel‡
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
15 à 19 ans	176	261	437	42	81	124	0,362	0,161
20 à 24 ans	386	554	941	71	117	188	0,101	0,022
25 à 64 ans	788	1 123	1 911	130	198	329	0,03	0,005
65 et plus	625	891	1 517	129	194	324	0,202	0,054

* Nette du remboursement d'impôt, en supposant un taux de demande de 100 p. 100.
‡ Calcul : $\alpha(6)/[(1-\alpha)(3)]$, où α est la proportion de tous les travailleurs qui travaillent à temps partiel.

7.2.1 Âge

Selon les tableaux 5 et 6, le travailleur adolescent moyen qui travaille à temps plein a versé 437 $ en cotisations d'assurance-emploi en 1997, soit 6,34 p. 100 de sa rémunération, compte tenu à la fois de la part de l'employeur et de la part de l'employé, les chiffres étant rajustés en fonction du remboursement des cotisations aux travailleurs à faible revenu. Quant au travailleur adolescent moyen, qui travaille à temps partiel et qui n'aurait pas payé de cotisations avant le projet de loi C-12, il a versé 124 $ en cotisations, soit

5,32 p. 100 de sa rémunération. Comme le travail à temps partiel est tellement plus fréquent chez les adolescents que dans les autres groupes d'âge, la colonne 7 du tableau 5 montre que cela représente *une hausse de 16,1 p. 100 du total des cotisations versées par les travailleurs adolescents* collectivement. Cette hausse est évidemment beaucoup plus importante que l'augmentation de moins de 1 p. 100 des travailleurs qui occupaient un emploi en général, comme on l'a vu au tableau 3, et beaucoup plus importante que la hausse d'un demi-point de pourcentage chez les travailleurs de 25 à 64 ans. Les travailleurs d'âge mûr ont subi une hausse de 5,4 p. 100 du total des cotisations, et les travailleurs de 20 à 24 ans, une augmentation de 2,2 p. 100. Même si le total des cotisations supplémentaires recueillies à la suite de l'intégration des travailleurs à temps partiel au régime d'assurance-emploi a été assez modeste en termes absolus, on constate des augmentations très importantes dans certains sous-groupes particuliers. *Les travailleurs adolescents, notamment, ont subi une hausse très marquée de l'impôt sur la masse salariale par suite de l'adoption du projet de loi C-12.*

Le tableau 6 présente les cotisations d'assurance-emploi en pourcentage de la rémunération, par groupe d'âge. Comme le tableau 4, il montre que pour la plus grande partie des sous-groupes démographiques, le taux effectif des cotisations n'est pas de beaucoup inférieur au taux prescrit par la loi (l'exception la plus importante étant celle des travailleurs à temps plein du groupe d'âge intermédiaire dont le taux de cotisation est de 0,24 point de pourcentage inférieur au taux prescrit par la loi). Comme il ne s'applique pas aux cotisations des employeurs et comme les travailleurs qui gagnent moins de 2 000 $ par année sont rares, *le remboursement des cotisations aux travailleurs à faible revenu n'est pas un moyen très efficace de réduire les taux de cotisation, même pour les adolescents qui travaillent à temps partiel.*

TABLEAU 6

Taux estimatif des cotisations d'assurance-emploi, travailleurs à temps plein et travailleurs à temps partiel, 1997, selon l'âge

	Temps plein (15 heures ou plus par semaine) (en proportion de la rémunération annuelle)			Temps partiel (moins de 15 heures par semaine) (en proportion de la rémunération annuelle)		
Âge	Part de l'employé*	Part de l'employeur	Total	Part de l'employé*	Part de l'employeur	Total
15 à 19 ans	0,0228	0,0406	0,0634	0,0125	0,0406	0,0532
20 à 24 ans	0,0267	0,0405	0,0672	0,0172	0,0406	0,0578
25 à 64 ans	0,0266	0,0377	0,0643	0,0202	0,0406	0,0608
65 ans et plus	0,0271	0,0386	0,0658	0,0226	0,0406	0,0632

* Nette du remboursement d'impôt, en supposant un taux de demande de 100 p. 100.

7.2.2 Statut d'étudiant

Les tableaux 7 et 8 montrent les cotisations d'assurance-emploi des travailleurs à temps plein et des travailleurs à temps partiel selon deux groupes, c'est-à-dire les personnes qui fréquentent l'école et les autres. Aux fins de ces tableaux, il faut se souvenir que le groupe des « étudiants » comprend toutes les personnes qui sont aux études, à temps plein ou à temps partiel.

Dans l'ensemble, les résultats obtenus pour les étudiants sont semblables aux résultats obtenus pour les adolescents dans les deux tableaux précédents, mais dans des proportions moins marquées. (C'est probablement parce qu'il y a beaucoup d'étudiants qui ne sont plus des adolescents. En outre, parmi les adolescents, ceux qui fréquentent encore l'école touchent généralement des salaires plus élevés que les autres). *Le projet de loi C-12 a représenté une augmentation de seulement 0,5 p. 100 de l'impôt sur la masse salariale pour les travailleurs non-étudiants, par rapport à 8,2 p. 100 chez les étudiants.* Encore ici, les taux réels de cotisation ne sont pas très différents des taux prescrits par la loi, et le remboursement des cotisations aux travailleurs à faible revenu ne réduit que dans des proportions très modestes les cotisations des étudiants, même si l'on tient pour acquis que ce remboursement est toujours demandé.

TABLEAU 7
Total estimatif des cotisations annuelles d'assurance-emploi, travailleurs à temps plein et travailleurs à temps partiel, 1997, selon le statut d'étudiant

	Temps plein (15 heures ou plus par semaine) ($)			Temps partiel (moins de 15 heures par semaine) ($)				
	Part de l'employé*	Part de l'employeur	Total	Part de l'employé*	Part de l'employeur	Total	Proportion temps partiel	Augmentation proportionnelle des cotisations attribuable à l'intégration des travailleurs à temps partiel‡
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Non-étudiants	739	1 054	1 794	113	175	288	0,031	0,005
Étudiants (temps plein et temps partiel)	458	657	1 115	64	110	174	0,345	0,082

* Nette du remboursement d'impôt, en supposant un taux de demande de 100 p. 100.
‡ Calcul : $\alpha(6)/[(1-\alpha)(3)]$, où α est la proportion de tous les travailleurs qui travaillent à temps partiel.

TABLEAU 8

Taux estimatif des cotisations d'assurance-emploi, travailleurs à temps plein et travailleurs à temps partiel, 1997, selon le statut d'étudiant

	Temps plein (15 heures ou plus par semaine) (en proportion de la rémunération annuelle)			Temps partiel (moins de 15 heures par semaine) (en proportion de la rémunération annuelle)		
	Part de l'employé*	Part de l'employeur	Total	Part de l'employé*	Part de l'employeur	Total
Non-étudiants	0,0265	0,038	0,0646	0,0187	0,0406	0,0539
Étudiants (temps plein et temps partiel)	0,0254	0,0394	0,0649	0,0153	0,0406	0,0559

* Nette du remboursement d'impôt, en supposant un taux de demande de 100 p. 100.

7.2.3 Sexe

Selon le tableau 9, le projet de loi C-12 a relevé les cotisations d'assurance-emploi versées par les femmes dans des proportions plus importantes que les cotisations versées par les hommes. Cela n'est pas surprenant, puisque les femmes sont plus susceptibles de travailler à temps partiel que les hommes. Ce qui est peut-être plus surprenant, est l'écart relativement modeste que nous observons dans les cotisations supplémentaires des hommes et celles des femmes, par rapport aux écarts calculés en fonction de l'âge ou du statut d'étudiant. Collectivement, la hausse des cotisations supplémentaires payées par les femmes par suite de l'intégration des travailleurs à temps partiel au régime d'assurance-emploi se montait à 1,4 p. 100; le chiffre équivalent chez les hommes est de 0,4 p. 100. Même si cette différence est substantielle, elle est beaucoup plus faible que les énormes différences mentionnées ci-dessus en fonction du groupe d'âge et du statut d'étudiant.

TABLEAU 9

Total estimatif des cotisations annuelles d'assurance-emploi, travailleurs à temps plein et travailleurs à temps partiel, 1997, selon le sexe

	Temps plein (15 heures ou plus par semaine) ($)			Temps partiel (moins de 15 heures par semaine) ($)				
	Part de l'employé*	Part de l'employeur	Total	Part de l'employé*	Part de l'employeur	Total	Proportion temps partiel	Augmentation proportionnelle des cotisations attribuable à l'intégration des travailleurs à temps partiel‡
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Hommes	794	1 133	1 928	73	123	197	0,037	0,004
Femmes	639	912	1 551	95	151	247	0,081	0,014

* Nette du remboursement d'impôt, en supposant un taux de demande de 100 p. 100.
‡ Calcul : $\alpha(6)/[(1-\alpha)(3)]$, où α est la proportion de tous les travailleurs qui travaillent à temps partiel.

TABLEAU 10

Taux estimatif des cotisations d'assurance-emploi, travailleurs à temps plein et travailleurs à temps partiel, 1997, selon le sexe

	Temps plein (15 heures ou plus par semaine) (en proportion de la rémunération annuelle)			Temps partiel (moins de 15 heures par semaine) (en proportion de la rémunération annuelle)		
	Part de l'employé*	Part de l'employeur	Total	Part de l'employé*	Part de l'employeur	Total
Hommes	0,0258	0,0371	0,063	0,0154	0,0406	0,056
Femmes	0,0272	0,0393	0,0665	0,0178	0,0406	0,0584

* Nette du remboursement d'impôt, en supposant un taux de demande de 100 p. 100.

7.2.4 Province

Comme on le voit au tableau 11, les taux d'emploi à temps partiel ne varient pas beaucoup selon les provinces, allant d'un minimum de 4,4 p. 100 au Nouveau-Brunswick à un maximum de 6,5 p. 100 en Saskatchewan et en Colombie-Britannique. Par conséquent, l'établissement de cotisations pour les travailleurs à temps partiel en vertu du projet de loi C-12 n'aura vraisemblablement eu, au plus, que des effets très modestes sur le fardeau fiscal relatif dans les dix provinces du Canada. Les tableaux 11 et 12 le confirment, montrant que l'augmentation des cotisations a oscillé entre 0,5 p. 100 au Nouveau-Brunswick et 1 p. 100 en Colombie-Britannique. Pour les raisons dont il a été question plus tôt, les taux effectifs des cotisations dans toutes les provinces, autant pour le revenu tiré d'un travail à temps plein que pour le revenu tiré d'un travail à temps partiel, sont très semblables aux taux prescrits par la loi.

TABLEAU 11
Total estimatif des cotisations annuelles d'assurance-emploi, travailleurs à temps plein et travailleurs à temps partiel, 1997, selon la province

	Temps plein (15 heures ou plus par semaine) ($)			Temps partiel (moins de 15 heures par semaine) ($)				
	Part de l'employé*	Part de l'employeur	Total	Part de l'employé*	Part de l'employeur	Total	Proportion temps partiel	Augmentation proportionnelle des cotisations attribuable à l'intégration des travailleurs à temps partiel‡
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
T.-N.	604	863	1 468	49	89	139	0,051	0,005
Î.-P.-É.	555	793	1 349	60	104	164	0,061	0,008
N.-É.	632	902	1 534	63	110	173	0,058	0,007
N.-B.	630	899	1 530	56	100	157	0,044	0,005
Qué.	710	1 013	1 723	99	157	256	0,051	0,008
Ont.	757	1 080	1 838	87	141	228	0,06	0,008
Man.	664	947	1 611	78	129	207	0,063	0,009
Sask.	657	938	1 595	68	116	184	0,065	0,008
Alb.	676	964	1 640	78	128	206	0,053	0,007
C.-B.	766	1 093	1 860	101	159	261	0,065	0,01

* Nette du remboursement d'impôt, en supposant un taux de demande de 100 p. 100.
‡ Calcul : $\alpha(6)/[(1-\alpha)(3)]$, où α est la proportion de tous les travailleurs qui travaillent à temps partiel.

TABLEAU 12

Taux estimatif des cotisations d'assurance-emploi, travailleurs à temps plein et travailleurs à temps partiel, 1997, selon la province

	Temps plein (15 heures ou plus par semaine) (en proportion de la rénumération annuelle)			Temps partiel (moins de 15 heures par semaine) (en proportion de la rénumération annuelle)		
	Part de l'employé*	Part de l'employeur	Total	Part de l'employé*	Part de l'employeur	Total
T.-N.	0,0264	0,0392	0,0656	0,0117	0,0406	0,0523
Î.-P.-É.	0,0266	0,0398	0,0664	0,0134	0,0406	0,054
N.-É.	0,0268	0,0392	0,0661	0,0137	0,0406	0,0543
N.-B.	0,0267	0,0392	0,066	0,013	0,0406	0,0536
Qué.	0,0269	0,0386	0,0655	0,0174	0,0406	0,058
Ont.	0,0262	0,0376	0,0639	0,0175	0,0406	0,0581
Man.	0,0267	0,0389	0,0657	0,016	0,0406	0,0566
Sask.	0,0266	0,0388	0,0655	0,0149	0,0406	0,0555
Alb.	0,0263	0,0383	0,0646	0,0159	0,0406	0,0565
C.-B.	0,0263	0,0376	0,0639	0,0182	0,0406	0,0588

* Nette du remboursement d'impôt, en supposant un taux de demande de 100 p. 100.

8. *Méthodologie : prestations d'assurance-emploi*

Évidemment, le fait que le projet de loi C-12 ait imposé de nouvelles cotisations aux travailleurs à temps partiel ne signifie pas nécessairement que ces travailleurs ont été pénalisés, soit en termes strictement financiers, soit plus fondamentalement, du point de vue de l'utilisation qu'ils peuvent s'attendre à faire du régime pendant leur vie professionnelle. Pour déterminer les répercussions nettes du projet de loi C-12 sur ces travailleurs, nous devons également établir le montant des prestations d'assurance-emploi qu'ils toucheront en contrepartie des cotisations qu'ils ont versées. La présente section et celle qui suit portent sur l'estimation de ces prestations.

Les données utilisées pour calculer les prestations d'assurance-emploi versées aux travailleurs à temps partiel par rapport aux travailleurs à temps plein proviennent de l'Enquête canadienne par panel sur l'interruption d'emploi (ECPIE). Plus précisément, nous avons utilisé les cycles 7 à 10 de l'ECPIE, qui portent sur les cessations d'emploi s'étant produites pendant toute l'année civile 1997. Les cessations d'emploi qu'ont connues les travailleurs définis comme des travailleurs à temps partiel sont déterminées à partir de la question de l'ECPIE qui porte sur les heures effectuées dans le cadre de l'emploi visé par le relevé d'emploi (RE), c'est-à-dire l'emploi dont la cessation a fait que le répondant a été sélectionné dans l'échantillon de l'ECPIE. Toutes les cessations d'emploi, peu importe leurs motifs, sont incluses dans l'analyse. Comme aucun RE n'est établi à la fin d'une période de travail indépendant ou de travail familial non rémunéré, ces groupes sont automatiquement exclus de l'échantillon de l'ECPIE.

Pour chaque cessation d'emploi d'un travailleur à temps plein ou à temps partiel, nous utilisons les données de l'ECPIE pour calculer le montant total, en espèces, des prestations d'assurance-emploi que le travailleur a touchées à la suite de cette cessation d'emploi. Ces prestations dépendront évidemment de divers facteurs : a) la probabilité que le travailleur dépose une demande d'assurance-emploi en fonction de son RE; b) le nombre de semaines de prestations demandées; et c) les prestations perçues par semaine. Ces données, qui peuvent être tirées de l'ECPIE, permettent d'établir les prestations totales, moyennes et touchées par un travailleur à temps partiel ou à temps plein dont l'emploi a pris fin[13]. Il convient de préciser que cette méthode ne nécessite pas l'utilisation des données sur les antécédents d'emploi de l'ECPIE (par exemple, les semaines de travail selon le RE et le total des heures signalées), ni l'imputation des semaines d'admissibilité selon ces antécédents. Nous nous contenterons plutôt d'utiliser tout simplement le nombre total de semaines de prestations, peu importe les antécédents d'emploi des travailleurs

13 En réalité, le total des prestations d'assurance-emploi versées pour chaque demande est mentionné directement dans le profil vectoriel (PV) dont les données sont fusionnées avec celles de l'ECPIE. C'est la principale mesure des prestations que nous utilisons, même si nous présentons également les résultats relatifs au nombre total de semaines de prestations.

ayant subi une cessation d'emploi. Les estimations tiendront donc automatiquement compte du fait que, par exemple, les travailleurs à temps partiel qui ont subi une cessation d'emploi n'ont pas les mêmes antécédents d'emploi que les travailleurs à temps partiel qui n'ont pas subi de cessation d'emploi, ni que les travailleurs à temps plein, et que par conséquent, ils sont susceptibles d'être admissibles à un nombre différent (probablement moindre) de semaines de prestations. Il y a également un autre élément qu'il peut être particulièrement important de prendre en considération en ce qui concerne les écarts dans la distribution des motifs de cessation d'emploi. Si les travailleurs à temps partiel sont plus susceptibles de démissionner ou de quitter leur emploi pour retourner à l'école, ils seront moins susceptibles d'être admissibles aux prestations, même s'ils comptent le même nombre de semaines d'emploi avant la cessation d'emploi. Cette approche nous permet également de tenir compte automatiquement du fait que les travailleurs à temps partiel et les travailleurs à temps plein afficheront des risques différents au chapitre du réemploi pendant la durée des prestations. Par exemple, il se peut même que les travailleurs à temps partiel affichent des éventualités de réemploi plus élevés s'ils se trouvent sur un marché du travail occasionnel où le roulement est élevé et où il ne sert à rien « d'attendre » un « bon » emploi. Cette approche tient également compte du fait que la rémunération des travailleurs à temps partiel est moindre, ce qui réduit automatiquement les prestations auxquelles ils ont droit, selon la formule standard de calcul des prestations[14].

Il est important de se souvenir que la mesure des prestations que nous utilisons dans cette section est celle du total des prestations que le travailleur finira par toucher (dont une partie sera versée en 1998) *à la suite d'une cessation d'emploi qui a eu lieu au cours de l'année civile 1997*. En particulier, nous établissons la relation suivante entre les demandes d'assurance-emploi et les cessations d'emploi. Si la demande commence au cours du même trimestre que celui pendant lequel le RE a été établi, nous attribuons cette demande au RE[15]. Si aucune période de prestations ne débute au cours du trimestre du RE, mais qu'une période débute au cours du trimestre suivant, nous attribuons la demande au RE du trimestre précédent[16]. Dans le cas de tous les autres travailleurs dont l'emploi a pris fin, on suppose qu'ils n'ont pas demandé de prestations d'assurance-emploi par suite de cette cessation d'emploi.

---

14 Une autre caractéristique utile de cette méthode est la façon dont elle permet de traiter les personnes qui subissent plus d'une cessation d'emploi dans l'année. Sous réserve, évidemment, de la sélection d'une cessation d'emploi sur dix aux fins de l'échantillon de l'ECPIE, ces personnes réapparaîtront automatiquement dans les données de l'ECPIE, et si elles réussissent à toucher des prestations plus d'une fois, elles seront comptées (à juste titre) plus d'une fois, du moins si les cessations d'emploi ont lieu lors de trimestres différents.

15 Si plus d'une période de prestations commence au cours du même trimestre, nous choisissons celle dont le début est le plus rapproché de la date du RE.

16 Si plus d'une période de prestations commence au cours du trimestre suivant, nous choisissons celle dont le début est le plus rapproché. À remarquer que, pour les travailleurs dont la cessation d'emploi a eu lieu au dernier trimestre de 1997, notre analyse comportera les prestations versées dans le cadre de certaines périodes qui commenceront au premier trimestre de 1998.

9. *Résultats : prestations d'assurance-emploi*

Les tableaux 13 à 17 présentent les prestations d'assurance-emploi touchées par les travailleurs à temps plein par rapport aux travailleurs à temps partiel à la suite de cessations d'emploi s'étant produites au cours de l'année civile 1997. Dans l'interprétation de ces résultats, il faut se souvenir que, puisqu'ils sont tirés de données provenant d'un échantillon de cessations d'emploi — l'Enquête canadienne par panel sur l'interruption d'emploi (ECPIE) —, ils *dépendent des cessations d'emploi que les travailleurs ont effectivement connues*. Il s'agit là de statistiques utiles — qui nous disent combien un travailleur touchera vraisemblablement en prestations d'emploi s'il a subi une cessation d'emploi en 1997 — mais elles ne sont pas directement comparables aux chiffres relatifs aux cotisations des tableaux 1 à 12, qui concernent l'ensemble des travailleurs employés. La question de savoir si les prestations sont supérieures ou inférieures aux cotisations dans divers groupes sera abordée dans la section suivante, qui intègre les différentes probabilités de cessation d'emploi selon les groupes de travailleurs. Ceci étant dit, il convient également de préciser que les chiffres des tableaux 13 à 17 *ne* dépendent *pas* de la présentation d'une demande de prestations : les personnes dont l'emploi prend fin mais qui ne commencent pas à toucher de prestations au cours du même trimestre ou du trimestre suivant sont comptées dans le groupe des personnes qui n'ont reçu aucune prestation. Si les travailleurs à temps partiel sont sensiblement moins susceptibles de présenter une demande de prestations, en raison des coûts fixes ou parce qu'ils ne connaissent pas bien le nouveau régime, ces taux moindres de demandes se refléteront dans les chiffres présentés ici.

Pour replacer dans leur contexte l'analyse des prestations d'assurance-emploi touchées par les travailleurs dont l'emploi prend fin, le tableau 13 fait état de l'incidence du travail à temps partiel (défini encore ici comme moins de 15 heures « habituelles » de travail par semaine) chez les travailleurs *qui ont connu une cessation d'emploi* au Canada, comme dans le tableau 2. Les tendances qu'on retrouve dans le tableau 13 sont, pour la plupart, les mêmes que celles qui avaient été montrées au tableau 2 pour les travailleurs qui ont un emploi. Le travail à temps partiel est plus fréquent chez les adolescents et les travailleurs de plus de 65 ans que chez les travailleurs du groupe d'âge intermédiaire. Il est plus fréquent chez les femmes que chez les hommes; il est plus fréquent en Colombie-Britannique que dans d'autres provinces. Il y a cependant certaines différences dignes de mention. La première, est que les écarts entre les groupes d'âge et les deux sexes sont beaucoup moins prononcés qu'au tableau 2. Par exemple, même si les *travailleurs* adolescents étaient plus de dix fois plus susceptibles de travailler à temps partiel que les travailleurs du groupe d'âge intermédiaire (les 25 à 64 ans) (36 p. 100 par rapport à 3 p. 100 au tableau 2), parmi les *travailleurs ayant connu une cessation d'emploi*, le rapport n'est que d'environ 3 pour 1 (9,9 p. 100 par rapport à 3,3 p. 100). Une comparaison semblable, bien que moins marquée, vaut pour les femmes par rapport aux hommes. À première vue, et la chose est surprenante, nous serions portés à penser que les emplois à temps partiel sont moins stables, et non pas plus stables, que les emplois à temps

plein. Ce n'est peut-être pas le cas, toutefois, dans certains sous-groupes démographiques. Ainsi, un grand nombre des emplois à temps plein occupés par les adolescents prennent-ils fin au mois d'août, tandis que les emplois à temps partiel peuvent se poursuivre tout au long de l'année scolaire. De plus, les emplois à temps plein chez les travailleurs d'âge mûr peuvent être des emplois saisonniers — par exemple dans le domaine des ventes à Noël — tandis que leurs emplois à temps partiel le sont peut-être moins. Les emplois à temps partiel sont en réalité *sous-représentés* dans le nombre des cessations d'emploi chez les

TABLEAU 13
Proportion des travailleurs ayant subi une cessation d'emploi qui travaillaient à temps partiel (moins de 15 heures par semaine), selon certaines caractéristiques démographiques, 1997

Âge	
15 à 19 ans	0,099
20 à 24 ans	0,048
25 à 64 ans	0,033
65 ans et plus	0,055
Statut d'étudiant (ont quitté leur emploi pour retourner à l'école)	
Étudiants (temps plein et temps partiel)	0,029
Non-étudiants	0,038
Sexe	
Masculin	0,021
Féminin	0,055
Province *	
Terre-Neuve	0,026
Île-du-Prince-Édouard	0,02
Nouvelle-Écosse	0,028
Nouveau-Brunswick	0,029
Québec	0,036
Ontario	0,033
Manitoba	0,04
Saskatchewan	0,046
Alberta	0,042
Colombie-Britannique	0,055
Canada	**0,038**

* Dans ce tableau et dans tous les tableaux suivants qui s'inspirent de l'ECPIE, les chiffres du Québec comprennent ceux des T.N.-O.; les chiffres de la C.-B. comprennent ceux du Yukon.

adolescents, les jeunes et les travailleurs d'âge mûr, facteur qui aurait pour effet de réduire le montant des prestations que touchent ces travailleurs[17].

La seule information que l'on trouve au sujet du statut d'étudiant dans l'ECPIE est très imparfaite pour nos fins : les travailleurs dont l'emploi a pris fin sont priés de dire s'ils ont quitté leur emploi pour retourner aux études. Le tableau 13 montre que les travailleurs qui quittent leur emploi pour retourner à l'école sont en réalité *moins* susceptibles d'avoir travaillé à temps partiel dans le cadre de leur emploi précédent que d'autres travailleurs dont l'emploi a pris fin. En un sens, cela n'est pas surprenant, puisque le travail à temps partiel à long terme est plus compatible avec les études que le travail à temps plein. Toutefois, les données de l'ECPIE ne permettent malheureusement pas de recenser les personnes dont l'emploi à temps partiel se termine pendant qu'elles fréquentent l'école (à temps plein ou à temps partiel). C'est pourquoi les résultats relatifs aux prestations qui concernent les étudiants dans cette section ne sont pas comparables à leurs résultats relatifs aux cotisations au tableau 7, et ne sont présentés qu'à titre d'illustration. L'incidence financière nette selon le statut d'étudiant n'est pas non plus calculée dans la section 10, pour la même raison.

Parallèlement au tableau 3, le tableau 14 présente le total des prestations d'assurance-emploi touchées par les travailleurs à temps plein par rapport aux travailleurs à temps partiel qui ont connu une cessation d'emploi en 1997. Dans ce tableau et dans les quatre tableaux qui suivent, je présente deux mesures des prestations d'assurance-emploi touchées : le total des semaines de prestations et la somme totale des prestations. Selon le tableau 14, le travailleur à temps partiel moyen *ayant connu une cessation d'emploi* a reçu des prestations d'assurance-emploi pendant 5,0 semaines, par rapport à 9,7 semaines pour le travailleur à temps plein dont l'emploi a pris fin. Comme 1997 est la première année au cours de laquelle les travailleurs à temps partiel étaient admissibles à l'assurance-emploi, il semble vraisemblable que les taux des demandes présentées par les travailleurs à temps partiel n'aient pas encore atteint leurs niveaux à long terme. Ainsi, ces semaines de prestations, à plus de la moitié des semaines de prestations des travailleurs à temps plein, pourraient bien elles-mêmes être une sous-estimation des niveaux à long terme. En espèces, le travailleur à temps partiel moyen qui a connu une cessation d'emploi a touché 933 $ en prestations d'assurance-emploi, par rapport à 2 532 $ pour le travailleur à temps plein dans le même cas. La différence plus importante entre le montant des prestations qu'entre les semaines de prestations reflète sans aucun doute le salaire horaire moindre des travailleurs à temps partiel. *Dans l'ensemble, nous pouvons conclure que l'intégration des travailleurs à temps partiel au régime d'assurance-emploi a eu pour effet de relever de 3,2 p. 100 le nombre total de semaines de prestations par travailleur ayant connu une cessation d'emploi au Canada, et de 2,3 p. 100 le montant des prestations par travailleur ayant connu une cessation d'emploi.* Ces chiffres sont beaucoup plus élevés que les

[17] Il se peut aussi que les employeurs soient moins susceptibles d'établir des Relevés d'emploi (RE) pour les travailleurs à temps partiel. Si c'est le cas, ces travailleurs ne seront pas admissibles aux prestations d'assurance-emploi. Les répercussions vraisemblables de la sous-déclaration des RE sur nos principaux résultats sont examinées dans la section suivante, qui porte sur l'incidence nette totale.

hausses des cotisations illustrées au tableau 3, mais comme on l'a déjà fait remarquer, ils sont donnés *selon le nombre de travailleurs ayant connu une cessation d'emploi*, non pas pour l'ensemble des travailleurs, et ce ne sont pas tous les travailleurs qui connaissent une cessation d'emploi au cours d'une année. Sans procéder à une analyse plus poussée, il est *impossible* de déduire que l'assurance-emploi a eu une incidence financière nette et positive.

TABLEAU 14
Total estimatif des prestations d'assurance-emploi touchées par les travailleurs à temps plein et à temps partiel qui ont connu une cessation d'emploi en 1997 (selon le RE)

	Temps plein (15 heures ou plus par semaine)	**Temps partiel (moins de 15 heures par semaine)**	**Augmentation proportionnelle des prestations attribuable à à l'intégration des travailleurs à temps partiel***
	(1)	**(2)**	**(3)**
Prestations ($)	2 532	933	0,023
Semaines de prestation	9,7	5	0,032

* Prestations supplémentaires en (2), en proportion du montant initial des prestations versées en (1), par cessation d'emploi (le dénominateur comprend les travailleurs à temps plein et à temps partiel). Calcul : $\alpha(2)/[(1-\alpha)(1)]$, où α est la proportion de tous les travailleurs à temps plein qui ont connu une cessation d'emploi.

Nota : Dans toutes les moyennes, les semaines et les prestations sont établies à zéro pour les personnes ayant subi une cessation d'emploi et qui ne présentent pas de demande d'assurance-emploi pendant le trimestre de la cessation d'emploi ou le trimestre qui suit immédiatement.

Le tableau 15 donne la ventilation des prestations d'assurance-emploi versées aux travailleurs à temps plein et à temps partiel selon les mêmes groupes d'âge que ceux qui ont servi à l'analyse des cotisations dans la section précédente. La structure du tableau 15 est essentiellement la même que celle du tableau 5. De toute évidence, dans tous les groupes d'âge, les travailleurs à temps partiel ayant connu une cessation d'emploi touchent moins de prestations, tant du point de vue du nombre de semaines que du point de vue du montant, que les travailleurs à temps plein dans la même situation, mais certaines différences selon les groupes d'âge sont dignes de mention. En particulier, l'adolescent moyen qui travaille à plein temps et dont l'emploi a pris fin a reçu des prestations pendant 2,3 semaines et a touché 357 $. En revanche, *selon l'ensemble de l'échantillon de l'ECPIE de 1997, qui compte environ 17 000 cessations d'emploi, aucun adolescent travaillant à temps partiel n'a touché de prestations d'assurance-emploi.* Dans une certaine mesure, cela s'explique par la taille relativement limitée de l'échantillon de l'ECPIE (il y a seulement 31 adolescents travaillant à temps partiel dans tout l'échantillon), mais l'absence totale de toute demande de prestations n'en reste pas moins frappante. Ceci étant dit, le recours aux prestations d'assurance-emploi par les travailleurs à temps partiel *du groupe d'âge intermédiaire* est assez substantiel. En moyenne, ces

travailleurs ont demandé 6,5 semaines de prestations, soit plus de la moitié que les 10,8 semaines reclamées par les travailleurs à temps plein du groupe d'âge intermédiaire, et ils ont touché 1 234 $ en prestations, par rapport à 2 889 $ chez les travailleurs à temps plein du groupe d'âge intermédiaire qui avaient connu une cessation d'emploi. Il est intéressant de constater *qu'en pourcentage, l'augmentation la plus forte des prestations d'assurance-emploi par suite de l'intégration des travailleurs à temps partiel se retrouve chez les travailleurs de plus de 65 ans. Le nombre de leurs semaines de prestations à la suite d'une cessation d'emploi a augmenté de 4,7 p. 100 et le montant de leurs prestations de 2,1 p. 100*, par rapport à des proportions beaucoup moindres dans les autres groupes d'âge.

TABLEAU 15

Total estimatif des prestations d'assurance-emploi touchées par les travailleurs à temps plein et à temps partiel qui ont connu une cessation d'emploi en 1997, selon l'âge

	Temps plein (15 heures ou plus par semaine)		Temps partiel (moins de 15 heures par semaine)		Proportion temps partiel	Augmentation proportionnelle des prestations attribuable à l'intégration des travailleurs à temps partiel*	
Âge	Semaines	$	Semaines	$		Semaines	$
15 à 19 ans	2,3	357	0	0	0,099	0	0
20 à 24 ans	5,9	1 170	1,2	197	0,048	0,01	0,008
25 à 64 ans	10,8	2 889	6,5	1 234	0,033	0,021	0,015
65 ans et plus	6,8	1 627	5,5	574	0,055	0,047	0,021

* Calcul : $\alpha(p)/[(1-\alpha)f]$, où α est la proportion de tous les travailleurs qui travaillent à temps partiel et p et f dénotent la moyenne des semaines ou des heures des travailleurs à temps partiel et à temps plein, respectivement.

Le tableau 16 donne la ventilation des prestations selon le statut d'étudiant à temps partiel ou à temps plein, conformément à la définition du statut d'étudiant donnée ci-dessus, c'est-à-dire le statut des personnes qui ont quitté leur emploi « pour retourner à l'école ». Comme nous pouvions nous y attendre, les personnes qui démissionnent pour reprendre leurs études sont beaucoup moins susceptibles de toucher de l'assurance-emploi que les personnes dont l'emploi prend fin pour d'autres raisons. C'est particulièrement le cas chez les travailleurs à temps partiel, qui, en moyenne, touchent des prestations pendant moins d'une semaine (54 $) s'ils quittent leur emploi pour reprendre leurs études. *De toute évidence, l'intégration des travailleurs à temps partiel ne profite presque pas aux*

personnes qui retournent à l'école, puisque, on peut le supposer, la fréquentation scolaire est pour la plupart un motif d'inadmissibilité aux prestations.

TABLEAU 16
Total estimatif des prestations d'assurance-emploi touchées par les travailleurs à temps plein et à temps partiel qui ont connu une cessation d'emploi en 1997, selon le statut d'étudiant

	Temps plein (15 heures ou plus par semaine)		Temps partiel (moins de 15 heures par semaine)		Proportion temps partiel	Augmentation proportionnelle des prestations attribuable à l'intégration des travailleurs à temps partiel*	
	Semaines	$	Semaines	$		Semaines	$
Non-étudiant	10,1	2 632	5,1	967	0,038	0,02	0,015
Étudiants	2,5	602	0,7	54	0,029	0,008	0,003

* Calcul : $\alpha(p)/[(1-\alpha)f]$, où α est la proportion de tous les travailleurs qui travaillent à temps partiel et p et f dénotent la moyenne des semaines ou des heures des travailleurs à temps partiel et à temps plein, respectivement.

Fait intéressant, comme le montre le tableau 17, les femmes dont l'emploi à temps plein a pris fin en 1997 ont demandé des prestations pendant plus longtemps que les hommes (10,3 semaines par rapport à 9,1). Mais comme le salaire horaire des femmes et le nombre d'heures qu'elles accomplissent sont moindres, le montant de leurs prestations était moins élevé. Par comparaison, parmi les travailleurs à temps partiel dont l'emploi a pris fin, le nombre de semaines de prestations des femmes était moins élevé, *tout comme* le montant de leurs prestations. Malgré tout, comme les femmes qui connaissent une cessation d'emploi sont plus de deux fois plus susceptibles d'avoir travaillé à temps partiel que les hommes dont l'emploi prend fin, *l'intégration des travailleurs à temps partiel à l'assurance-emploi a eu pour effet de relever les prestations des femmes (collectivement) davantage que les prestations des hommes : les semaines de prestations et le montant des prestations des femmes ont augmenté de 2,7 p. 100 et de 2,1 p. 100 par cessation d'emploi, respectivement, par rapport à 1,3 p. 100 et à 0,9 p. 100 chez les hommes.* Il est intéressant de constater que ces hausses du montant des prestations sont assez semblables aux hausses de 1,4 p. 100 (chez les femmes) et de 0,4 p. 100 (chez les hommes) des cotisations (tableau 9), mais ces derniers chiffres renvoient à l'ensemble des travailleurs, et non pas seulement à ceux qui ont connu une cessation d'emploi. Il est donc probable que les hommes comme les femmes aient subi une perte financière nette à la suite de l'intégration des travailleurs à temps partiel à l'assurance-emploi. Nous examinerons cette question dans la section qui suit.

TABLEAU 17

Total estimatif des prestations d'assurance-emploi touchees par les travailleurs à temps plein et à temps partiel qui ont connu une cessation d'emploi en 1997, selon le sexe

	Temps plein (15 heures ou plus par semaine)		Temps partiel (moins de 15 heures par semaine)		Proportion temps partiel	Augmentation proportionnelle des prestations attribuable à l'intégration des travailleurs à temps partiel*	
	Semaines	$	Semaines	$		Semaines	$
Hommes	9,1	2 652	5,4	1 130	0,021	0,013	0,009
Femmes	10,3	2 399	4,8	850	0,055	0,027	0,021

* Calcul : $\alpha(p)/[(1-\alpha)f]$, où α est la proportion de tous les travailleurs qui travaillent à temps partiel et p et f dénotent la moyenne des semaines ou des heures des travailleurs à temps partiel et à temps plein, respectivement.

Le tableau 18 montre les prestations d'assurance-emploi touchées par les travailleurs à temps plein et les travailleurs à temps partiel dans les 10 provinces canadiennes. Comme on pouvait s'y attendre, il y a d'énormes différences interprovinciales dans les prestations touchées par cessation d'emploi : une moyenne de 18,7 semaines, ou 4 499 $, pour un travailleur à temps plein ayant subi une cessation d'emploi à Terre-Neuve, par rapport à 6,2 semaines, ou 1 629 $, en Alberta. Dans une large mesure, le montant plus élevé des prestations dans les provinces de l'Atlantique s'explique parce que le chômage y dure plus longtemps. Abstraction faite des perturbations plus importantes qu'affichent les chiffres du travail à temps partiel à cause des tailles beaucoup plus réduites des échantillons, ces tendances interrégionales n'en demeurent pas moins, grosso modo, les mêmes pour les travailleurs à temps plein et les travailleurs à temps partiel. Il est donc difficile de démontrer que l'intégration des travailleurs à temps partiel au régime d'assurance-emploi a eu une incidence financière sensiblement différente dans les dix provinces canadiennes.

TABLEAU 18

Total estimatif des prestations d'assurance-emploi touchées par les travailleurs à temps plein et à temps partiel qui ont connu une cessation d'emploi en 1997, selon la province

	Temps plein (15 heures ou plus par semaine)		Temps partiel (moins de 15 heures par semaine)		Proportion temps partiel	Augmentation proportionnelle des prestations attribuable à l'intégration des travailleurs à temps partiel*	
	Semaines	$	Semaines	$		Semaines	$
T.-N.	18,7	4 499	14,2	2 617	0,026	0,02	0,016
Î.-P.-É.	17,7	4 008	10,4	1 912	0,02	0,012	0,01
N.-É.	14	3 257	12,4	1 765	0,028	0,026	0,016
N.-B.	14,9	3 565	5,2	772	0,029	0,01	0,006
Qué.	11,7	2 972	4,8	726	0,036	0,015	0,009
Ont.	7,5	2 078	4,7	988	0,033	0,021	0,016
Man.	7,7	1 917	4,1	1 079	0,04	0,022	0,023
Sask.	6,8	1 779	2,3	429	0,046	0,016	0,012
Alb.	6,2	1 629	2,9	700	0,042	0,021	0,019
C.-B.	10,1	2 854	5,4	1 110	0,055	0,031	0,023

* Calcul : $\alpha(p)/[(1-\alpha)f]$, où α est la proportion de tous les travailleurs qui travaillent à temps partiel et p et f dénotent la moyenne des semaines ou des heures des travailleurs à temps partiel et à temps plein, respectivement.

10. Résultats : interfinancement

Comme on l'a déjà mentionné à maintes reprises, les estimations des cotisations d'assurance-emploi en fonction de l'Enquête sur la population active (EPA), qui sont présentées dans la section 7, sont calculées par travailleur, tandis que les estimations des prestations d'assurance-emploi en fonction de l'Enquête canadienne par panel sur l'interruption d'emploi (ECPIE), qui sont présentées à la section 9, sont calculées par cessation d'emploi. Pour établir une estimation globale de l'équivalence entre les prestations et les cotisations, il faut donc convertir les deux à une base commune et les comparer. Le facteur de conversion que nous utilisons est celui des travailleurs. Pour convertir les estimations de l'ECPIE selon cette base, il faut des estimations de la population des travailleurs à temps partiel et à temps plein en 1997, puis du nombre de cessations d'emploi selon chaque groupe de travailleurs. Ces deux séries de données peuvent être calculées à partir de l'EPA et de l'ECPIE. Il suffit de faire la somme des pondérations pour chaque sous-groupe en question. On trouvera dans l'annexe des détails sur la façon dont ces chiffres ont été utilisés pour calculer le nombre annuel de cessations d'emploi par travailleur. Dans la présente section, nous verrons les résultats, c'est-à-dire l'incidence financière, nette et totale de l'assurance-emploi, d'abord pour les travailleurs à temps partiel et les travailleurs à temps plein dans l'ensemble, puis ensuite selon divers groupes d'âge, le sexe et la province. Les résultats en fonction du statut d'étudiant ne sont pas donnés, puisque les définitions du statut d'étudiant dans l'EPA et dans l'ECPIE ne sont pas comparables.

Le tableau le plus important de notre rapport est probablement le tableau 19, qui résume les principaux résultats de l'incidence globale de l'assurance-emploi sur les travailleurs à temps plein et les travailleurs à temps partiel en 1997. Les rangées 1 et 2 du tableau 19 reproduisent les principaux résultats de la section 7 (tableau 3) en ce qui concerne les cotisations payées par travailleur; la rangée 3 reproduit les principaux résultats de la section 9 (tableau 14) en ce qui concerne les prestations touchées par cessation d'emploi. La rangée 4 représente notre estimation du nombre annuel de cessations d'emploi par travailleur, selon les calculs expliqués dans l'annexe. La rangée 5 donne ensuite, en fonction des chiffres précédents, les prestations d'assurance-emploi par travailleur, et les rangées 6 et 7 donnent deux estimations de l'incidence nette — c'est-à-dire la différence entre les prestations et les coûts par travailleur — une portant sur les cotisations des employés seulement, l'autre sur les cotisations des employés et des employeurs.

Voici les caractéristiques dignes de mention du tableau 19. Premièrement, et c'est peut-être étonnant, nos données laissent penser que, *du moins lorsque les cessations d'emploi sont mesurées en fonction du nombre de relevés d'emploi, les emplois à temps partiel sont plus stables que les emplois à temps plein.* Dans l'ensemble, en 1997, nous calculons 0,44 cessation d'emploi par travailleur à temps plein, mais seulement 0,29 par travailleur à temps partiel. Diverses raisons peuvent expliquer ce phénomène. La première, est que les emplois à temps partiel, contrairement aux emplois à temps plein, sont peut-être moins susceptibles d'être des emplois saisonniers ou à très court terme. Comme, jusqu'en 1997, les emplois saisonniers *devaient* être des emplois à temps plein (c'est-à-dire 15 heures ou

plus) pour être admissibles à l'assurance-chômage, il semble probable qu'un grand nombre d'emplois temporaires ou d'emplois saisonniers ont été conçus expressément de façon à comporter un nombre suffisant d'heures pour répondre aux critères d'admissibilité. Deuxièmement, il y a indubitablement certaines cessations d'emploi au Canada pour lesquelles aucun Relevé d'emploi (RE) n'est établi, et cette sous-déclaration est peut-être plus importante chez les travailleurs à temps partiel — qui ne sont peut-être même pas au courant de leur admissibilité à l'assurance-emploi depuis l'adoption du projet de loi C-12. L'effet de cette sous-déclaration sur nos calculs de l'incidence globale dépend de la proportion des cessations d'emploi sous-comptées pour lesquelles des cotisations d'assurance-emploi avaient été versées. Si les travailleurs en question ont effectivement versé des cotisations, l'exactitude de nos calculs n'est pas touchée. Les travailleurs qui ne reçoivent pas de RE ne peuvent pas demander d'assurance-emploi, et on leur attribuera, à raison, des prestations égales à zéro. Ces travailleurs apparaîtront néanmoins dans l'EPA, et des cotisations leur seront correctement imputées. Si les travailleurs qui ont connu une cessation d'emploi sans qu'un RE ne soit établi n'avaient payé aucune cotisation (et n'ont donc pas été saisis par le régime d'assurance-emploi), nos calculs surestimeront les cotisations payées, particulièrement par les travailleurs à temps partiel.

TABLEAU 19
Incidence nette totale de l'assurance-emploi sur les travailleurs à temps plein et à temps partiel, 1997

	Temps plein (15 heures ou plus par semaine)	Temps partiel (moins de 15 heures par semaine)
1. Cotisations par travailleur : part de l'employé seulement*	723	88
2. Cotisations par travailleur : total	1 754	230
3. Prestations par cessation d'emploi	2 532	933
4. Cessations d'emploi selon les RE par travailleur	0,443	0,288
5. Prestations par travailleur [(3) x (4)]	1 122	269
6. Incidence nette (ne comprend que la part des employés) [(5) - (1)]	399	181
7. Incidence nette (total) [(5) - (2)]	-632	39

* En supposant que tous les travailleurs admissibles au remboursement des cotisations d'assurance-emploi le demandent.

Nota : Tous les chiffres sont en dollars, sauf ceux de la quatrième rangée (cessations d'emploi par travailleur).

Deuxièmement, si l'on tient compte des cotisations versées par les employeurs au nom des travailleurs, *l'incidence financière, globale et nette de l'assurance-emploi sur les travailleurs en 1997 est très négative*. Les travailleurs à temps plein moyens (soit 94 p. 100 des travailleurs) ont payé 632 $ de plus en cotisations qu'ils n'ont perçu en prestations. Troisièmement, et c'est peut-être l'élément le plus surprenant, en dépit de cette incidence financière, nette et négative, *l'incidence financière nette de l'assurance-*

emploi sur les travailleurs à temps partiel semble légèrement positive. Même si l'on tient compte des cotisations versées par les employeurs au nom des travailleurs, le travailleur à temps partiel moyen a versé 39 $ de moins en cotisations qu'il n'a perçu en prestations en 1997. En dépit de leurs taux de cessation d'emploi moins élevés (selon les RE) et des prestations moindres qu'ils reçoivent (les travailleurs à temps partiel ont touché seulement (269/1 122 =) 24 p. 100 des prestations des travailleurs à temps plein), le montant moins élevé des cotisations payées par les travailleurs à temps partiel (ils ont payé seulement 230/1 754 = 13 p. 100 des cotisations des travailleurs à temps plein) donne lieu à un gain financier, net et limité pour les travailleurs à temps partiel. Si on se rappelle le tableau 3, il convient de préciser que ce gain financier de 39 $ comprend la somme de 11 $ imputée à titre de remboursement des cotisations pour les travailleurs à faible revenu, de sorte que même si aucun travailleur n'avait demandé de remboursement de ses cotisations, les travailleurs à temps partiel n'en afficheraient pas moins un gain net limité attribuable à l'assurance-emploi, soit 39 - 11 = 28 $ par personne.

Le tableau 20 donne la ventilation de l'incidence financière nette de l'assurance-emploi sur les travailleurs à temps plein et à temps partiel par groupe d'âge. Dans ce tableau et les tableaux qui suivent, les résultats comprennent les cotisations de l'employeur (car à long terme, du point de vue conceptuel, il est approprié de le faire) et tiennent pour acquis que tous les travailleurs admissibles demandent le remboursement des cotisations pour les travailleurs à faible revenu (parce que ce remboursement limité n'a pratiquement pas d'influence sur les résultats). Le principal message qui ressort du tableau est clair. *Les répercussions financières globales et positives de l'assurance-emploi sur les travailleurs à temps partiel se manifestent chez les travailleurs « du groupe d'âge intermédiaire » (25 à 64 ans). Tous les autres travailleurs à temps partiel — les moins de 25 ans et les plus de 64 ans — y perdent parce qu'ils ont été intégrés à l'assurance-emploi.* Même si l'intégration à l'assurance-emploi a représenté un gain financier net évident pour les travailleurs à temps partiel du groupe d'âge intermédiaire, soit 250 $ par année par travailleur, elle a été préjudiciable aux adolescents, aux jeunes et aux travailleurs âgés, qui ont accusé des pertes nettes de 124 $, de 127 $ et de 236 $, respectivement. Un facteur qui pourrait expliquer ce résultat, est que les travailleurs à temps partiel du groupe d'âge intermédiaire connaissent peut-être mieux le régime d'assurance-emploi. Les travailleurs des autres groupes d'âge ne s'attendent peut-être pas à être admissibles et il se peut qu'ils ne présentent pas de demande.

TABLEAU 20

Incidence nette et totale de l'assurance-emploi sur les travailleurs à temps plein et à temps partiel, selon l'âge, 1997

	Cotisations par travailleur*	Prestations par cessation d'emploi	Cessations d'emploi par travailleur	Prestations par travailleur [(2) x (3)]	Incidence nette [(4) - (1)]
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Temps plein					
15 à 19 ans	437	357	0,331	118	-319
20 à 24 ans	941	1 170	0,684	800	-141
25 à 64 ans	1 911	2 889	0,415	1 199	-712
65 ans et plus	1 517	1 627	0,647	1 053	-464
Temps partiel					
15 à 19 ans	124	0	0,064	0	-124
20-24 ans	188	197	0,309	61	-127
25-64 ans	329	1 234	0,469	579	250
65 ans et plus	324	574	0,153	88	-236

* Comprend les cotisations des employés et des employeurs. En supposant que tous les travailleurs admissibles au remboursement des cotisations d'assurance-emploi le demandent.

Nota : Tous les chiffres sont en dollars, sauf ceux de la troisième colonne (cessations d'emploi par travailleur).

Le tableau 21, qui donne la ventilation de l'incidence totale nette selon le sexe, montre que *même si les travailleurs et travailleuses à temps partiel ont profité de l'intégration à l'assurance-emploi, les gains ont été beaucoup plus marqués chez les hommes.* Tout comme les résultats fondés sur l'âge, les résultats fondés sur le sexe montrent que les hommes (qui ont tendance à toucher des salaires plus élevés et à occuper des emplois plus stables) ont affiché un gain moyen de 89 $ par année s'ils travaillaient à temps partiel du fait d'avoir été intégrés à l'assurance-emploi, tandis que chez les femmes qui travaillent à temps partiel, les gains n'étaient que de 11 $, somme qui se rapproche assez de zéro. En outre, chez les travailleuses qui n'ont pas demandé de remboursement des cotisations, les gains ont même pu devenir négatifs.

TABLEAU 21
Incidence nette et totale de l'assurance-emploi sur les travailleurs à temps plein et à temps partiel, selon le sexe, 1997

	Cotisations par travailleur*	Prestations par cessation d'emploi	Cessations d'emploi par travailleur	Prestations par travailleur [(2) x (3)]	Incidence nette [(4) - (1)]
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Temps plein					
Femmes	1 551	2 399	0,453	1 087	-464
Hommes	1 928	2 652	0,434	1 151	-777
Temps partiel					
Femmes	247	850	0,303	258	11
Hommes	197	1 130	0,253	286	89

* Comprend les cotisations des employés et des employeurs. En supposant que tous les travailleurs admissibles au remboursement des cotisations d'assurance-emploi le demandent.

Nota : Tous les chiffres sont en dollars, sauf ceux de la troisième colonne (cessations d'emploi par travailleur).

Finalement, le tableau 22 présente une ventilation des résultats par province. Le résultat le plus frappant ne se retrouve pas chez les travailleurs à temps partiel, mais bien chez les travailleurs à temps plein. Les répercussions financières nettes du régime d'assurance-emploi varient sensiblement entre les provinces. Même en 1997, après des mesures substantielles de réforme visant les utilisateurs fréquents et les utilisateurs saisonniers, qui sont particulièrement nombreux dans les provinces de l'Atlantique, ces provinces ont affiché des gains financiers nets importants (près de 2 000 $ par travailleur par année à Terre-Neuve) qui ont été financés par d'importantes pertes nettes dans le reste du pays. Même si une partie de ce transfert s'explique par des différences dans les cotisations d'assurance-emploi payées, les principales causes en sont clairement les différences dans les prestations touchées par cessation d'emploi (qui s'expliquent par des périodes de chômage plus longues dans l'Atlantique) et par les taux de cessation d'emploi eux-mêmes. Cette tendance qui se dessine chez les travailleurs à temps plein se retrouve également chez les travailleurs à temps partiel, même si les perturbations sont plus importantes, étant donné les tailles plus restreintes des échantillons. Les travailleurs à temps partiel ont affiché d'importants gains nets dans les provinces de l'Atlantique, particulièrement à Terre-Neuve. Étant donné le gain net global chez les travailleurs à temps partiel dans l'ensemble du pays, il y a seulement deux provinces — l'Ontario et la Saskatchewan — dont les travailleurs à temps partiel ont affiché collectivement une perte financière nette après avoir été intégrés à l'assurance-emploi. Ces deux provinces ont tendance à recourir relativement moins aux prestations d'assurance-emploi dans l'ensemble.

TABLEAU 22

Incidence nette et totale de l'assurance-emploi sur les travailleurs à temps plein et à temps partiel, selon la province, 1997

	Cotisations par travailleur*	Prestations par cessation d'emploi	Cessations d'emploi par travailleur	Prestations par travailleur [(2) x (3)]	Incidence nette [(4) - (1)]
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Temps plein					
Terre-Neuve	1 468	4 499	0,755	3 397	1 929
Île-du-Prince-Édouard	1 349	4 008	0,783	3 138	1 789
Nouvelle-Écosse	1 534	3 257	0,515	1 677	143
Nouveau-Brunswick	1 530	3 565	0,676	2 410	880
Québec	1 723	2 972	0,511	1 519	-204
Ontario	1 838	2 078	0,362	752	-1 086
Manitoba	1 611	1 917	0,415	796	-815
Saskatchewan	1 595	1 779	0,43	765	-830
Alberta	1 640	1 629	0,465	757	-883
Colombie-Britannique	1 860	2 854	0,448	1 279	-581
Temps partiel					
Terre-Neuve	139	2 617	0,388	1 015	876
Île-du-Prince-Édouard	164	1 912	0,233	445	281
Nouvelle-Écosse	173	1 765	0,242	427	254
Nouveau-Brunswick	157	772	0,433	334	177
Québec	256	726	0,364	264	8
Ontario	228	988	0,195	193	-35
Manitoba	207	1 079	0,267	288	81
Saskatchewan	184	429	0,296	127	-57
Alberta	206	700	0,369	258	52
Colombie-Britannique	261	1 110	0,377	418	157

* Comprend les cotisations des employés et des employeurs. En supposant que tous les travailleurs admissibles au remboursement des cotisations d'assurance-emploi le demandent.

Nota : Tous les chiffres sont en dollars, sauf ceux de la troisième colonne (cessations d'emploi par travailleur).

11. Conclusions

Le projet de loi C-12 a étendu le régime canadien d'assurance-chômage aux travailleurs qui accomplissaient moins de 15 heures par semaine dans le cadre de leur emploi principal, groupe qui n'était pas visé autrefois par la législation. En plus de devenir admissibles aux prestations d'assurance-emploi en vertu du projet de loi C-12, les membres de ce groupe étaient aussi évidemment assujettis aux cotisations pour la première fois.

L'objet de ce rapport était de déterminer le montant supplémentaire des cotisations imposées et des prestations payées à la suite de l'intégration de ces travailleurs « à temps partiel » au régime d'assurance-emploi, et de répondre à certaines questions simples concernant les répercussions de ces changements sur des sous-groupes particuliers. Les principaux résultats de l'analyse peuvent se résumer selon trois catégories : les résultats concernant les cotisations, les résultats concernant les prestations, ainsi que les résultats concernant l'incidence financière, nette et globale.

En ce qui concerne les cotisations, comme les travailleurs qui accomplissent moins de 15 heures par semaine dans le cadre de leur emploi principal ne représentent qu'une faible proportion de la population active (environ 6 p. 100), et comme leur rémunération a tendance à être faible, leur intégration à l'assiette fiscale de l'assurance-emploi n'a relevé que modestement les recettes que le gouvernement tire du régime — d'un peu moins de 1 p. 100. En dépit de cette incidence globale modeste, nous avons cependant isolé trois sous-groupes démographiques pour qui le projet de loi C-12 avait représenté une hausse substantielle de l'impôt sur la masse salariale : les travailleurs adolescents, les travailleurs de plus de 65 ans et les étudiants. Ces trois groupes (chez qui le travail à temps partiel est beaucoup plus fréquent que chez d'autres travailleurs) ont vu le total de leur impôt sur la masse salariale augmenter, respectivement de 16 p. 100, de 5,4 p. 100 et de 8,2 p. 100, malgré le remboursement des cotisations d'assurance-emploi prévu dans le régime fiscal pour les travailleurs à faible revenu. Par comparaison, les répercussions du projet de loi C-12 sur les cotisations payées par les hommes par rapport aux femmes, et selon les différentes provinces, ont été beaucoup plus faibles.

En ce qui concerne les prestations d'assurance-emploi, nous avons relevé des effets un peu plus importants sur les prestations touchées *par travailleur connaissant une cessation d'emploi*. Cela n'est pas surprenant, puisque les cotisations recueillies auprès de tous les travailleurs sont utilisées pour financer les prestations touchées par les travailleurs qui connaissent une cessation d'emploi seulement. Dans l'ensemble, selon mes calculs, l'intégration des travailleurs à temps partiel au régime d'assurance-emploi a eu pour effet de relever le total des semaines de prestations de 3,2 p. 100 *par cessation d'emploi* et le montant total des prestations de 2,3 p. 100 *par cessation d'emploi*. Selon les groupes d'âge, le groupe des travailleurs dont l'emploi a pris fin et qui a connu la plus forte augmentation en pourcentage des prestations d'assurance-emploi après l'intégration des travailleurs à temps partiel est celui des plus de 65 ans. Leurs semaines de prestations se sont accrues de 4,7 p. 100 et leurs prestations en espèces de 2,1 p. 100. Chez les

travailleurs adolescents et les étudiants (qui, selon l'analyse des prestations, se définissent comme les personnes qui ont quitté le travail pour retourner à l'école), la hausse des prestations a été essentiellement de *zéro* après l'intégration des travailleurs à temps partiel. En fait, même si l'échantillon des adolescents qui travaillent à temps partiel dans l'Enquête canadienne par panel sur l'interruption d'emploi (ECPIE) est limité (31 travailleurs de cette catégorie avaient connu une cessation d'emploi pendant toute l'année 1997), littéralement *aucun* d'entre eux n'a demandé d'assurance-emploi dans notre échantillon. En fonction du nombre de cessations d'emploi, les femmes ont affiché des gains proportionnellement plus importants au chapitre des prestations par suite de l'intégration des travailleurs à temps partiel (2,1 p. 100) que les hommes (0,9 p. 100). C'est le cas même si, en moyenne, le montant des prestations touchées par un travailleur de sexe masculin à temps partiel qui subit une cessation d'emploi est plus élevé que celui d'une femme dans la même situation, et ce, pour deux raisons. Premièrement, comme leur rémunération avant la cessation d'emploi est plus élevée, les hommes qui travaillent à temps partiel ont tendance à toucher des prestations hebdomadaires plus élevées que les femmes qui travaillent à temps partiel. Deuxièmement, les femmes sont beaucoup plus susceptibles de travailler à temps partiel que les hommes.

En ce qui concerne *l'incidence financière, nette et globale* de l'intégration des travailleurs à temps partiel, notre principale conclusion est peut-être surprenante : les travailleurs à temps partiel, collectivement, ont affiché un gain net limité, soit environ 39 $ par travailleur par année. Ainsi, même si l'intégration au régime a eu pour effet d'augmenter les cotisations versées par ce groupe, elle a également augmenté les prestations touchées, et ce, dans une proportion un peu plus importante que la hausse des cotisations. Il est intéressant de constater que ce gain financier a relativement peu à voir avec le remboursement des cotisations à l'intention des travailleurs gagnant moins de 2 000 $ par année, qui sont beaucoup plus susceptibles d'être des travailleurs à temps partiel. Au plus, selon nos calculs, ce remboursement ne représente que 11 $ sur le gain net de 39 $ mentionné ci-dessus, et probablement beaucoup moins, puisque ce ne sont pas tous les travailleurs admissibles qui seront susceptibles de présenter une déclaration d'impôt et de demander un remboursement.

Le gain financier, net et limité que les travailleurs à temps partiel ont affiché collectivement en vertu de l'assurance-emploi ne doit cependant pas être considéré comme un motif de complaisance ou une raison de se montrer totalement satisfait des réformes. Même si l'on fait abstraction de questions plus vastes au sujet des effets d'incitation au travail et du fait de savoir si le remplacement du revenu assuré par l'assurance-emploi est particulièrement valorisé (ou même pas valorisé du tout) par les travailleurs à temps partiel, il existe d'importants sous-groupes de la population des travailleurs à temps partiel qui ont affiché une perte financière nette, et dont le sort peut préoccuper particulièrement les décideurs. Ces groupes sont ceux des travailleurs de moins de 25 ans ou de plus de 64 ans. Pour ces travailleurs à temps partiel, le principal effet de l'assurance-emploi a surtout été un fardeau fiscal plus lourd, même si l'on tient compte du remboursement des cotisations pour les travailleurs à faible revenu. De la même façon, les décideurs pourraient se préoccuper à l'idée que les gains financiers nets affichés par les travailleurs à temps partiel sont surtout le fait des hommes, plutôt que des

femmes. Parmi les provinces, l'intégration des travailleurs à temps partiel à l'assurance-emploi a donné les gains financiers nets les plus élevés dans les provinces qui tiraient déjà les gains nets les plus importants du régime d'assurance-emploi, soit les provinces de l'Atlantique, et particulièrement Terre-Neuve. Cet aspect du projet de loi C-12 a donc eu pour effet d'accentuer la tendance actuelle des transferts interprovinciaux que l'on constate à l'échelle du régime d'assurance-emploi en général.

Bibliographie

KUHN, Peter J., et L. Arthur SWEETMAN. *Incidence du projet de loi C-17 : la durée de l'emploi avant sa cessation et l'admissibilité à l'assurance-chômage*. Rapport final présenté à Développement des ressources humaines Canada, (mai 1998).

Annexe : Calcul des cessations d'emploi par travailleur

Chaque tableau donne simplement la somme des pondérations des 12 enquêtes fusionnées de l'Enquête sur la population active (EPA) (colonne 1), divise ce nombre par 12 pour obtenir le nombre de travailleurs calculé sur l'année (colonne 2), donne la somme des pondérations selon les cohortes 7 à 10 de l'Enquête canadienne par panel sur l'interruption d'emploi (ECPIE) (colonne 3), puis divise la colonne 3 par la colonne 2, pour produire une estimation du taux annuel de cessation d'emploi.

TABLEAU A1
Total

	Travailleurs recensés dans l'EPA (12 mois d'enquête)	Nombre de travailleurs calculé sur l'année [(1)/12]	Cessations d'emploi selon l'ECPIE	Cessations d'emploi par travailleur [(3)/(2)]
	(1)	(2)	(3)	(4)
Temps plein	129 406	10 784	4 778	0,443
Temps partiel	7 921	660	190	0,288

Nota : Tous les chiffres [colonnes (1)-(3)] sont donnés en milliers.

TABLEAU A2
Selon l'âge

	Travailleurs recensés dans l'EPA (12 mois d'enquête)	Nombre de travailleurs calculé sur l'année [(1)/12]	Cessations d'emploi selon l'ECPIE	Cessations d'emploi par travailleur [(3)/(2)]
	(1)	(2)	(3)	(4)
Temps plein				
15 à 19 ans	4 897	408	135	0,331
20 à 24 ans	13 240	1 103	755	0,684
25 à 64 ans	110 448	9 204	3 821	0,415
65 ans et plus	819	68	44	0,647
Temps partiel				
15 à 19 ans	2 788	232	14,9	0,064
20 à 24 ans	1 486	124	38,3	0,309
25 à 64 ans	3 437	286	134	0,469
65 ans et plus	208	17	2,6	0,153

Nota : Tous les chiffres [colonnes (1)-(3)] sont donnés en milliers.

TABLEAU A3
Selon le sexe

	Travailleurs recensés dans l'EPA (12 mois d'enquête)	Nombre de travailleurs calculé sur l'année [(1)/12]	Cessations d'emploi selon l'ECPIE	Cessations d'emploi par travailleur [(3)/(2)]
	(1)	(2)	(3)	(4)
Temps plein				
Femmes	59 733	4 978	2 255	0,453
Hommes	69 672	5 806	2 521	0,434
Temps partiel				
Femmes	5 264	439	133	0,303
Hommes	2 656	221	56	0,253

Nota : Tous les chiffres [colonnes (1)-(3)] sont donnés en milliers.

TABLEAU A4
Selon la province

	Travailleurs recensés dans l'EPA (12 mois d'enquête)	Nombre de travailleurs calculé sur l'année [(1)/12]	Cessations d'emploi selon l'ECPIE	Cessations d'emploi par travailleur [(3)/(2)]
	(1)	(2)	(3)	(4)
Temps plein				
Terre-Neuve	1 857	155	117	0,755
Île-du-Prince-Édouard	546	46	36	0,783
Nouvelle-Écosse	3 711	309	159	0,515
Nouveau-Brunswick	3 074	256	173	0,676
Québec	31 282	2 607	1 333	0,511
Ontario	50 702	4 225	1 531	0,362
Manitoba	4 924	410	170	0,415
Saskatchewan	3 934	328	141	0,43
Alberta	13 025	1 085	505	0,465
Colombie-Britannique	16 347	1 362	610	0,448
Temps partiel				
Terre-Neuve	99	8	3,1	0,388
Île-du-Prince-Édouard	35	3	0,7	0,233
Nouvelle-Écosse	229	19	4,6	0,242
Nouveau-Brunswick	140	12	5,2	0,433
Québec	1 685	140	51	0,364
Ontario	3 256	271	52,8	0,195
Manitoba	329	27	7,2	0,267
Saskatchewan	273	23	6,8	0,296
Alberta	727	61	22,5	0,369
Colombie-Britannique	1 142	95	35,8	0,377

Nota : Tous les chiffres [colonnes (1)-(3)] sont donnés en milliers.